

Universität Hohenheim
Institut für Volkswirtschaftslehre
Fachgebiet Statistik und Ökonometrie I

Die Intensität der Leiharbeitsnutzung in Deutschland

Eine empirische Analyse von betrieblichen
Determinanten

Dissertation
zur Erlangung des Grades eines
Doktors der Wirtschaftswissenschaften
(Dr. oec.)

vorgelegt der
Fakultät Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
der Universität Hohenheim

von
Dipl.-Volkswirtin Stefanie Schröpfer
Stuttgart-Hohenheim
im Juli 2013

Dekan: Prof Dr. Dirk Hachmeister

Prüfungsvorsitz: Prof. Dr. Robert Jung

Erstgutachter: Prof. Dr. Gerhard Wagenhals

Zweitgutachter: Prof. Dr. Thomas Beißinger

Tag der mündlichen Prüfung: 25. Februar 2014

Danksagung

Die vorliegende Arbeit entstand während meiner Tätigkeit als wissenschaftliche Mitarbeiterin am Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie I von Prof. Dr. Gerhard Wagenhals. Sie wurde im Februar 2014 von der Fakultät Wirtschafts- und Sozialwissenschaften der Universität Hohenheim als Dissertation zur Erlangung des Grades eines Doktors der Wirtschaftswissenschaften (Dr. oec.) angenommen.

Mein besonderer Dank gilt meinem Doktorvater Herrn Prof. Dr. Gerhard Wagenhals, der mich fachlich begleitet hat. Seine Hilfestellungen, insbesondere bei ökonomischen Fragen, haben maßgeblich zum Gelingen dieser Arbeit beigetragen. Bei Herrn Prof. Dr. Thomas Beißinger bedanke ich mich für die Erstellung des Zweitgutachtens und bei Herrn Prof. Dr. Robert Jung für die Übernahme des Prüfungsvorsitzes. Beide haben mit ihren Hinweisen und Anregungen im Rahmen verschiedener Workshops das Vorankommen meiner Arbeit gefördert. Auch den anderen Workshop-Teilnehmern möchte ich für die hilfreichen Anmerkungen danken, besonders Frau Prof. Dr. Nadine Riedel und Herrn Prof. Dr. Bernhard Boockmann.

Das Forschungsdatenzentrum (FDZ) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) hat es mir ermöglicht, die Daten des IAB-Betriebspanels im Wege der kontrollierten Datenfernverarbeitung zu nutzen. Für die erstklassige Unterstützung bei den Auswertungen und für die zahlreichen Hilfestellungen bedanke ich mich herzlich bei den Mitarbeitern des FDZ.

Meinen herzlichen Dank möchte ich auch meinen ehemaligen Kollegen am Lehrstuhl aussprechen. Durch den fachlichen Austausch sowie durch die persönlichen Gespräche und schwungvollen politischen Diskussionen in den Pausen waren sie am Gelingen meiner Arbeit beteiligt. Besonders danke ich Ulrich Scheurle, Martina Rabe, Ulrike Berberich, Frauke Wolf, Eva Schlenker und Wolf Dieter Heinbach. Die sehr angenehme Arbeitsatmosphäre werde ich in guter Erinnerung behalten. Gedankt sei auch den wissenschaftlichen Hilfskräften, die mich durch Recherchen, Latex-Hilfestellungen und Korrekturlesen am Lehrstuhl unterstützt haben, das waren vor allem Claudia Illgen, Björn Kuhfahl und Felix Prettl.

Mein größter Dank gilt meiner Familie und meinen Freunden, die mir von Beginn an und in vielfältiger Hinsicht zur Seite gestanden haben. Ganz besonders danke ich meinen Eltern, Sven, Beate, Uli, Dirk und meinem Opa Klaus. Ohne ihre Unterstützung wäre diese Arbeit nicht entstanden.

Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis	V
Abbildungsverzeichnis	XV
Abkürzungsverzeichnis	XVII
Verzeichnis der wichtigsten Symbole	XXI
1 Einführung	1
1.1 Problemstellung	1
1.2 Aufbau der Arbeit	3
2 Leiharbeit in Deutschland	7
2.1 Definition und Einordnung	7
2.2 Rechtliche Rahmenbedingungen	10
2.3 Entwicklung und Verbreitung	13
2.4 Auswirkungen	18
3 Betriebliche Determinanten der Leiharbeitsnutzung – Theoretische Überlegungen, empirische Evidenz, abgeleitete Hypothesen	29
3.1 Funktionale Unterscheidung in reaktive und strategische Nutzung	30
3.2 Überblick über bisherige empirische Studien	31
3.3 Motive der reaktiven Nutzung	35
3.3.1 Kostenanreiz	35
3.3.2 Abfederung von Produktionsschwankungen	37
3.3.3 Überbrückung von Personalproblemen	39
3.3.4 Personalrekrutierung	40
3.4 Motive der strategischen Nutzung	42
3.4.1 Kostenanreiz	42

3.4.2	Verringerung der Arbeitskosten	43
3.4.3	Vermeidung von Entlassungskosten	46
3.4.4	Steigerung des Unternehmenswerts	48
3.4.5	Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit	50
3.5	Einfluss institutioneller Regelungen	52
3.5.1	Kündigungsschutzvorschriften	52
3.5.2	Tarifvereinbarungen	54
3.5.3	Betriebliche Mitbestimmung	57
3.6	Zusammenhang zwischen Funktion und Nutzungsintensität	59
3.7	Abgeleitete Hypothesen	61
4	Datengrundlage, Operationalisierung und deskriptive Ergebnisse	69
4.1	Das IAB-Betriebspanel	69
4.2	Operationalisierung der abhängigen Variablen und Datensatzstruktur	72
4.2.1	Zur Analyse von Determinanten der Nutzungsintensität	72
4.2.2	Zur Analyse von Determinanten der dauerhaft intensiven Nutzung	75
4.3	Operationalisierung weiterer Variablen	77
4.3.1	Erklärende Variablen	77
4.3.2	Kontrollvariablen	81
4.4	Deskriptive Ergebnisse	84
4.4.1	Verbreitung und Intensität der Nutzung	84
4.4.1.1	Unterschiede zwischen Betriebsgrößenklassen	89
4.4.1.2	Unterschiede zwischen Wirtschaftszweigen	90
4.4.1.3	Unterschiede zwischen Bundesländern	92
4.4.2	Unterschiede zwischen (Nutzer-)Betrieben nach Einflussgrößen	93
5	Empirische Analyse von betrieblichen Determinanten der Nutzungsintensität	97
5.1	Ökonometrische Methoden	97
5.1.1	Überblick	97
5.1.2	Tobit-Modell mit unbeobachteten Effekten	102

5.1.3	Einfaches Hürdenmodell	112
5.1.4	Doppelhürdenmodell mit korrelierten Störtermen	114
5.1.5	Einteiliges fraktionelles Antwortmodell mit unbeobachteten Effekten	118
5.1.6	Zweiteiliges fraktionelles Antwortmodell	121
5.1.7	Modellselektionstests	127
5.2	Schätzergebnisse	132
5.2.1	Ergebnisse der Modelldiagnose- und Modellselektionstests . . .	132
5.2.1.1	Tobit-Modell und Hürdenmodelle	132
5.2.1.2	Fraktionelle Antwortmodelle	137
5.2.2	Ergebnisse für den Zeitraum 2005-2008	142
5.2.2.1	Basisspezifikation	142
5.2.2.2	Weitere Modellspezifikationen und Robustheitstests .	151
5.2.3	Ergebnisse für den Zeitraum 2009-2011	175
5.2.3.1	Basisspezifikation	175
5.2.3.2	Weitere Modellspezifikationen und Robustheitstests .	182
5.2.4	Ergebnisse für das Vorreformjahr 2002	187
5.2.4.1	Basisspezifikation	187
5.2.4.2	Weitere Modellspezifikationen und Robustheitstests .	192
5.2.5	Unterscheiden sich Intensivnutzer von anderen Nutzerbetrieben?	195
5.3	Zusammenfassung	208
6	Empirische Analyse von betrieblichen Determinanten der dauerhaft intensiven Nutzung	213
6.1	Ökonometrische Methoden	213
6.2	Schätzergebnisse	218
6.2.1	Basisspezifikation	218
6.2.2	Weitere Modellspezifikationen und Robustheitstests	223
6.3	Zusammenfassung	229
7	Fazit und Ausblick	233

A Tabellen zur Branchengliederung	247
B Tabellen zur deskriptiven Analyse	251
C Tabellen zur Analyse von Determinanten der Nutzungsintensität	256
C.1 Schätzergebnisse für den Zeitraum 2005-2008	256
C.2 Schätzergebnisse für den Zeitraum 2009-2011	276
C.3 Schätzergebnisse für das Vorreformjahr 2002	290
C.4 Unterscheiden sich Intensivnutzer von anderen Nutzerbetrieben? . . .	299
D Tabellen zur Analyse von Determinanten der dauerhaft intensiven Nutzung	308
Literaturverzeichnis	319

Tabellenverzeichnis

3.1	Mikroökonomische Studien zu betrieblichen Determinanten der Leiharbeitsnachfrage in Deutschland	32
4.1	Anzahl der Beobachtungen zur Analyse der Nutzungsintensität	73
4.2	Anteil der Intensivnutzer an allen Nutzerbetrieben bei Verwendung der einheitlichen Schwellenwerte	74
4.3	Durchschnittliche Intensivnutzerschwelle bei Verwendung der branchenspezifischen Schwellenwerte an den Perzentilen	75
4.4	Anzahl und Anteil der als Strategienutzer klassifizierten Betriebe	76
4.5	Operationalisierung und erwarteter Einfluss der erklärenden Variablen	79
4.6	Verwendete Kontrollvariablen	82
4.7	Wichtige Eigenschaften der Verteilung der Nutzungsintensität	87
4.8	Mittelwerte möglicher Einflussgrößen und Ergebnisse der Tests auf Gleichheit der Mittelwerte	95
5.1	Wichtige Eigenschaften der verwendeten Modelle	99
5.2	Funktionale Formen des heteroskedastischen FA2-Modells	123
5.3	Ergebnisse der bedingten Momententests auf Normalverteilung und Homoskedastizität	133
5.4	Ergebnisse verschiedener Tests für das IS- und BC-CRE Tobit-Modell	134
5.5	Ergebnisse verschiedener Tests für das einfache und das Doppelhürdenmodell mit IS-Transformation	136
5.6	Ergebnisse der RESET-Tests, funktionale Form der Einsatzgleichung des FA2-Modells	138

5.7	Ergebnisse der RESET-Tests, funktionale Form der Intensitätsgleichung des FA2-Modells	139
5.8	Ergebnisse des Vuong-Tests für FA2-Modelle mit Gumbel-verteilter Einsatzentscheidung	140
5.9	Schätzergebnisse des IS-CRE Tobit- und des CRE FA1-Modells, Basisspezifikation, Wellen 2005-2008	144
5.10	Schätzergebnisse des FA2-Modells, Basisspezifikation, Wellen 2005-2008	146
5.11	Schätzergebnisse des einfachen Hürden- und des Doppelhürdenmodells, Basisspezifikation, Wellen 2005-2008	147
5.12	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, marginale Effekte, Wellen 2005-2008	152
5.13	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der indirekten Motive, marginale Effekte, Wellen 2005-2008	153
5.14	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells mit Lohnquartilen, marginale Effekte, Wellen 2005-2008	155
5.15	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Interaktion zwischen Lohnniveau und Anteil einfacher Tätigkeiten, marginale Effekte, Wellen 2005-2008	156
5.16	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle von Gewinn- und Kapitalbeteiligung, marginale Effekte, Wellen 2005-2008	157
5.17	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Interaktion zwischen Lohnniveau und Tarifbindung, marginale Effekte, Wellen 2005-2008	158
5.18	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der übertariflichen Entlohnung, marginale Effekte, Wellen 2005-2008 .	160
5.19	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Interaktion zwischen Kapitalgesellschaft und ausländ. Eigentum, marginale Effekte, Wellen 2005-2008	161

5.20	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Art der Geschäftsführung, marginale Effekte, Wellen 2007-2008	162
5.21	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Exportintensität, marginale Effekte, Wellen 2005-2008	164
5.22	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Wettbewerbssituation, marginale Effekte, Wellen 2007-2008	165
5.23	Robustheitstest I: Schätzergebnisse des CRE FA1- u. des FA2-Modells mit vier Betriebsgrößenklassen, Wellen 2005-2008	166
5.24	Robustheitstest II: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der relativen Beschäftigungsveränderung, Wellen 2005-2008	168
5.25	Robustheitstest IIIa: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle von Überstunden, Wellen 2006/2008	170
5.26	Robustheitstest IIIb: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle von Überstunden und deren Ausgleich, Wellen 2006/2008	171
5.27	Robustheitstest IVa: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für das Verarbeitende Gewerbe, Wellen 2005-2008	172
5.28	Robustheitstest IVb: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für das Verarbeitende Gewerbe bei Kontrolle der Umsatzvolatilität, Wellen 2005-2008	173
5.29	Schätzergebnisse des IS-CRE Tobit- und des CRE Probit-Modells, Basisspezifikation, Wellen 2009-2011	176
5.30	Schätzergebnisse des FA2-Modells, Basisspezifikation, Wellen 2009-2011	178
5.31	Schätzergebnisse des einfachen Hürden- und des Doppelhürdenmodells, Basisspezifikation, Wellen 2009-2011	179
5.32	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, marginale Effekte, Wellen 2009-2011	183

5.33	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der indirekten Motive, marginale Effekte, Wellen 2009-2011	184
5.34	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Wettbewerbssituation, marginale Effekte, Wellen 2009-2011	185
5.35	Schätzergebnisse des einfachen Hürdenmodells und des FA2-Modells, Basisspezifikation, Welle 2002	188
5.36	Schätzergebnisse des FA2-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, marginale Effekte, Welle 2002	193
5.37	Schätzergebnisse des FA2-Modells ohne Kontrolle der indirekten Motive, marginale Effekte, Welle 2002	194
5.38	Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der einheitlichen 20%-Schwelle, Wellen 2005-2008	197
5.39	Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der branchenspezifischen Schwelle am 83%-Perzentil, Wellen 2005-2008	198
5.40	Schätzergebnisse der FA2-Modelle (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der fünf einheitlichen Schwellenwerte, Wellen 2005-2008	200
5.41	Schätzergebnisse der FA2-Modelle (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der branchenspezifischen Schwellenwerte an fünf Perzentilen, Wellen 2005-2008	201
6.1	Schätzergebnisse der Probit-Modelle bei Verwendung der einheitlichen 20%-Schwelle und der branchenspezifischen Schwelle am 70%-Perzentil, Wellen 2005-2008	221
6.2	Schätzergebnisse der Probit-Modelle ohne Kontrolle der direkten Motive, Verwendung der einheitlichen 17,5%-Schwelle und der branchenspezifischen Schwelle am 70%-Perzentil, Wellen 2005-2008	224
6.3	Schätzergebnisse der Probit-Modelle ohne Kontrolle der indirekten Motive, Verwendung der einheitlichen 17,5%-Schwelle und der branchenspezifischen Schwelle am 70%-Perzentil, Wellen 2005-2008	225

6.4	Schätzergebnisse der Probit-Modelle bei Verwendung der einheitlichen 20%-Schwelle und der branchenspezifischen Schwelle am 70%-Perzentil, Wellen 2004-2008	227
A.1	Branchengliederung der Wellen 2002, 2005-2008	248
A.2	Branchengliederung der Wellen 2009-2011	249
A.3	Branchenaggregation zur Analyse der Determinanten der dauerhaft intensiven Leiharbeitsnutzung	250
B.1	Deskriptive Auswertung möglicher Einflussgrößen der Nutzungsintensität, Wellen 2005-2008	252
B.2	Deskriptive Auswertung möglicher Einflussgrößen der Nutzungsintensität, Wellen 2009-2011	253
B.3	Deskriptive Auswertung möglicher Einflussgrößen der Nutzungsintensität, Welle 2002	254
B.4	Deskriptive Auswertung möglicher Einflussgrößen der dauerhaft intensiven Nutzung, Wellen 2005-2008	255
C.1	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, Koeffizienten	257
C.2	Schätzergebnisse des CRE Tobit-Modells und des einfachen Hürdenmodells ohne Kontrolle der direkten Motive, Wellen 2005-2008	258
C.3	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der indirekten Motive, Koeffizienten	259
C.4	Schätzergebnisse des einfachen Hürden- und des Doppelhürdenmodells ohne Kontrolle der indirekten Motive, Wellen 2005-2008	260
C.5	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der reaktiven Motive, Wellen 2005-2008	261
C.6	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells mit Lohnquartilen, Koeffizienten, Wellen 2005-2008	262

C.7	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Interaktion zwischen Lohnniveau und Anteil einfacher Tätigkeiten, Koeffizienten, Wellen 2005-2008	263
C.8	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle von Gewinn- u. Kapitalbeteiligung, Koeffizienten, Wellen 2005-2008	264
C.9	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Interaktion zwischen Lohnniveau und Tarifbindung, Koeffizienten, Wellen 2005-2008	265
C.10	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für tarifgebundene Betriebe, Wellen 2005-2008	266
C.11	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der übertariflichen Entlohnung, Koeffizienten, Wellen 2005-2008	267
C.12	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für tarifgebundene Betriebe bei Kontrolle der übertarifl. Entlohnung, Koeffizienten, Wellen 2005-2008	268
C.13	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Interaktion zwischen Kapitalges. und ausländ. Eigentum, Koeffizienten, Wellen 2005-2008	269
C.14	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Art der Geschäftsführung, Koeffizienten, Wellen 2007-2008	270
C.15	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Exportintensität, Koeffizienten, Wellen 2005-2008	271
C.16	Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Wettbewerbssituation, Wellen 2007-2008	272
C.17	Robustheitstest V: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Bau- und Baunebengewerbe, Wellen 2005-2008	273
C.18	Robustheitstest VI: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für die Jahre 2005-2006	274
C.19	Robustheitstest VII: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für die Jahre 2007-2008	275

C.20 Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, Koeffizienten, Wellen 2009-2011	277
C.21 Schätzergebnisse des CRE Tobit-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, Wellen 2009-2011	278
C.22 Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der indirekten Motive, Koeffizienten, Wellen 2009-2011	279
C.23 Schätzergebnisse des CRE Tobit-Modells und des einfachen Hürdenmodells ohne Kontrolle der indirekten Motive, Wellen 2009-2011 . . .	280
C.24 Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der reaktiven Motive, Wellen 2009-2011	281
C.25 Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Wettbewerbssituation, Koeffizienten, Wellen 2009-2011	282
C.26 Robustheitstest I: Schätzergebnisse des CRE FA1- u. des FA2-Modells mit vier Betriebsgrößenklassen, Wellen 2009-2011	283
C.27 Robustheitstest II: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der relativen Beschäftigungsveränderung, Wellen 2009-2011	284
C.28 Robustheitstest III: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle von Überstunden, Wellen 2009-2011	285
C.29 Robustheitstest IV: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für das Verarbeitende Gewerbe, Wellen 2009-2011	286
C.30 Robustheitstest V: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Bau- und Baunebengewerbe, Wellen 2009-2011	287
C.31 Robustheitstest VI: Schätzergebnisse des FA2-Modells für das Jahr 2009	288
C.32 Robustheitstest VII: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für die Jahre 2010-2011	289
C.33 Schätzergebnisse des einfachen Hürdenmodells und des FA2-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, Koeffizienten, Welle 2002	291

C.34 Schätzergebnisse des einfachen Hürdenmodells und des FA2-Modells ohne Kontrolle der indirekten Motive, Koeffizienten, Welle 2002 . . .	292
C.35 Schätzergebnisse des FA2-Modells ohne Kontrolle der reaktiven Motive, Welle 2002	293
C.36 Robustheitstest I: Schätzergebnisse des FA2-Modells mit vier Betriebsgrößenklassen, Welle 2002	294
C.37 Robustheitstest II: Schätzergebnisse des FA2-Modells bei Kontrolle der relativen Beschäftigungsveränderung, Welle 2002	295
C.38 Robustheitstest III: Schätzergebnisse des FA2-Modells bei Kontrolle von Überstunden und deren Ausgleich, Welle 2002	296
C.39 Robustheitstest IV: Schätzergebnisse des FA2-Modells für das Verarbeitende Gewerbe, Welle 2002	297
C.40 Robustheitstest V: Schätzergebnisse des FA2-Modells ohne Bau- und Baunebengewerbe, Welle 2002	298
C.41 Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der einheitlichen 15%-Schwelle, Wellen 2005-2008	300
C.42 Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der einheitlichen 17,5%-Schwelle, Wellen 2005-2008	301
C.43 Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der einheitlichen 22,5%-Schwelle, Wellen 2005-2008	302
C.44 Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der einheitlichen 25%-Schwelle, Wellen 2005-2008	303
C.45 Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der branchenspezifischen Schwelle am 70%-Perzentil, Wellen 2005-2008	304
C.46 Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der branchenspezifischen Schwelle am 75%-Perzentil, Wellen 2005-2008	305

C.47 Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der branchenspezifischen Schwelle am 90%-Perzentil, Wellen 2005-2008	306
C.48 Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der branchenspezifischen Schwelle am 95%-Perzentil, Wellen 2005-2008	307
D.1 Schätzergebnisse der Probit-Modelle bei Verwendung der einheitlichen 15%-, 17,5%- und 22,5%-Schwelle, Wellen 2005-2008	309
D.2 Schätzergebnisse der Probit-Modelle bei Verwendung der branchenspezifischen Schwellen am 75%-, 83%-, 90%-Perzentil, Wellen 2005-2008	310
D.3 Schätzergebnisse der Probit-Modelle ohne Kontrolle der direkten Motive, Verwendung der einheitlichen 15%- und 20%-Schwelle, Wellen 2005-2008	311
D.4 Schätzergebnisse der Probit-Modelle ohne Kontrolle der direkten Motive, Verwendung der branchenspezifischen Schwellen am 75%-, 83%-, 90%-Perzentil, Wellen 2005-2008	312
D.5 Schätzergebnisse der Probit-Modelle ohne Kontrolle der indirekten Motive, Verwendung der einheitlichen 15%- und 20%-Schwelle, Wellen 2005-2008	313
D.6 Schätzergebnisse der Probit-Modelle ohne Kontrolle der indirekten Motive, Verwendung der branchenspezifischen Schwellen am 75%-, 83%-, 90%-Perzentil, Wellen 2005-2008	314
D.7 Schätzergebnisse der Probit-Modelle bei Verwendung der einheitlichen 15%- und 17,5%-Schwelle, Wellen 2004-2008	315
D.8 Schätzergebnisse der Probit-Modelle bei Verwendung der branchenspezifischen Schwellen am 75%-, 83%-, 90%-Perzentil, Wellen 2004-2008	316

Abbildungsverzeichnis

2.1	Dreiecksverhältnis Arbeitnehmerüberlassung	8
2.2	Entwicklung der Anzahl an Leihbeschäftigten und des Anteils an allen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten	14
4.1	Entwicklung des Anteils der Nutzerbetriebe u. der Nutzungsintensität	85
4.2	Kerndichteschätzung der Verteilung der Nutzungsintensität	86
4.3	Entwicklung der Nutzungsintensität nach Nutzergruppen	88
4.4	Anteil der Nutzerbetriebe und Nutzungsintensität nach Betriebsgrößenklassen	89
4.5	Anteil der Nutzerbetriebe nach Wirtschaftszweigen	90
4.6	Nutzungsintensität nach Wirtschaftszweigen	91
4.7	Anteil der Nutzerbetriebe u. Nutzungsintensität nach Bundesländern	93

Abkürzungsverzeichnis

Abb.	Abbildung
AG	Aktiengesellschaft
Ant.	Anteil
AÜG	Arbeitnehmerüberlassungsgesetz
ausländ.	ausländisch
BC	Box-Cox
Beob.	Beobachtungen
Beschäft.	Beschäftigte
Beschäftigungsveränd.	Beschäftigungsveränderung
bzw.	beziehungsweise
CIETT	Internationaler Verband privater Verleihunternehmen (<i>International Confederation of Private Employment Agencies</i>)
CRE	korrelierte zufällige Effekte (<i>Correlated Random Effects</i>)
d. h.	das heißt
DH-Modell	Doppelhürdenmodell
durchschnittl.	durchschnittlich
EH-Modell	einfaches Hürdenmodell
Einbetriebsunt.	Einbetriebsunternehmen
einf.	einfach
einheitl.	einheitlich
Einsatzgl.	Einsatzgleichung
erwart.	erwartet
Erweiterungsinvest.	Erweiterungsinvestitionen
et al.	und andere (<i>et alii/aliae</i>)

EU	Europäische Union
FA-Modell	fraktionelles Antwortmodell
FA1-Modell	einteiliges fraktionelles Antwortmodell
FA2-Modell	zweiteiliges fraktionelles Antwortmodell
FDZ	Forschungsdatenzentrum
ff.	folgende
Geschäftsvol.	Geschäftsvolumen
ggf.	gegebenenfalls
GLM	Verallgemeinerte Lineare Modelle (<i>Generalized Linear Models</i>)
Het.-Gl.	Heteroskedastizitätsgleichung
IAB	Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
IABS	Beschäftigtenstichproben des IAB
IEB	Integrierte Erwerbsbiographien des IAB
Intensitätsgl.	Intensitätsgleichung
IS	inverse hyperbolische Sinusfunktion
Kapitalbeteilig.	Kapitalbeteiligung
Kapitalges.	Kapitalgesellschaft
KGaA	Kommanditgesellschaft auf Aktien
KLIC	Kullback-Leibler Informationskriterium
Koeff.	Koeffizient
LM	Lagrange Multiplier
Log	Logarithmus
Lohnn.	Lohnniveau
managergef.	managergeführt
Max.	Maximum
ME	marginale Effekte
Meckl.	Mecklenburg
mglw.	möglicherweise
Min.	Minimum
Mrd.	Milliarde
MW	Mittelwert

OECD	Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (<i>Organisation for Economic Co-operation and Development</i>)
QSR	Quadratsumme der Residuen
PASS	Panel „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ des IAB
RE	zufällige Effekte (<i>Random Effects</i>)
Replik.	Replikationen
RESET-Test	Spezifikationstest (<i>Regression Specification Error Test</i>)
S.	Seite
SIAB	Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien
SOEP	Sozio-oekonomisches Panel
Std.abw.	Standardabweichung
Stdf.	Standardfehler
SVP	sozialversicherungspflichtig
Tätigk.	Tätigkeiten
techn.	technisch
Tsd.	Tausend
Ü-Ausgleich	Überstundenausgleich
Umsatzentwickl.	Umsatzentwicklung
u.	und
uns.	unsicher
vgl.	vergleiche
Vj.	Vorjahr
vs.	versus
WSI	Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut in der Hans-Böckler-Stiftung
WZ	Wirtschaftszweigklassifikation
z. B.	zum Beispiel
zusätzl.	zusätzlich
ZEW	Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung

Verzeichnis der wichtigsten Symbole

a_i	betriebspezifischer Störterm bezogen auf den unbeobachteten Effekt
c_i	betriebspezifischer unbeobachteter Effekt
$Cov(\cdot)$	Kovarianz
$E(\cdot)$	Erwartungswert
$g_{i\tau}$	Dummy-Variable bezogen auf das Wellenvorkommen
$g_1(\cdot), \hat{g}_1(\cdot)$	Dichtefunktion bezogen auf die Einsatzentscheidung im zweistufigen fraktionellen Antwortmodell, geschätzt
$g_2(\cdot), \hat{g}_2(\cdot)$	Dichtefunktion bezogen auf die Intensitätsentscheidung im zweistufigen fraktionellen Antwortmodell, geschätzt
$G_1(\cdot), \hat{G}_1(\cdot)$	Verteilungsfunktion bezogen auf die Einsatzentscheidung im zweistufigen fraktionellen Antwortmodell, geschätzt
$G_2(\cdot), \hat{G}_2(\cdot)$	Verteilungsfunktion bezogen auf die Intensitätsentscheidung im zweistufigen fraktionellen Antwortmodell, geschätzt
i	Betrieb, $i = 1, \dots, N$
$\ell_i(\cdot)$	über t aufsummierter, logarithmierter Likelihoodbeitrag
$\ell_{it}(\cdot)$	logarithmierter Likelihoodbeitrag
$L(\cdot)$	logarithmierte Likelihoodfunktion
N_t	Anzahl der Betriebe
N_T	Anzahl der Beobachtungen
$\sim N(\cdot, \cdot)$	normalverteilt
$P(\cdot)$	Wahrscheinlichkeit

t	Zeitpunkt, $t = 1, \dots, T$
$T_{BC}(y_{it})$	Box-Cox-transformierte abhängige Variable
$T_{IS}(y_{it})$	durch die inverse hyperbolische Sinusfunktion transformierte abhängige Variable
u_{it}	Störterm im einstufigen Modell
u_{1it}	Störterm der Einsatzgleichung im zweistufigen Modell
u_{2it}	Störterm der Intensitätsgleichung im zweistufigen Modell
$Var(\cdot)$	Varianz
\mathbf{w}_{it}	Vektor einer Auswahl an erklärenden Variablen, $\mathbf{w}_{it} \in \mathbf{x}_{it}$
\mathbf{x}_i	Vektor der erklärenden Variablen
$\bar{\mathbf{x}}_i$	Vektor der Mittelwerte der erklärenden Variablen
\mathbf{x}_{it}	Vektor der erklärenden Variablen bezogen auf den Zeitpunkt t
x_j	eine beliebige kontinuierliche erklärende Variable
x_k	eine beliebige binäre erklärende Variable
y_{it}	abhängige Variable
y_{it}^*	latente abhängige Variable im einstufigen Modell
y_{1it}^*	latente abhängige Variable der Einsatzgleichung im zweistufigen Modell
y_{2it}^*	latente abhängige Variable der Intensitätsgleichung im zweistufigen Modell
$\boldsymbol{\alpha}, \hat{\boldsymbol{\alpha}}$	weiterer Parametervektor der Heteroskedastizitätsgleichung, geschätzt
$\boldsymbol{\beta}, \hat{\boldsymbol{\beta}}$	Parametervektor im einstufigen Modell, geschätzt
$\boldsymbol{\beta}_1, \hat{\boldsymbol{\beta}}_1$	Parametervektor der Einsatzgleichung im zweistufigen Modell, geschätzt
$\boldsymbol{\beta}_2, \hat{\boldsymbol{\beta}}_2$	Parametervektor der Intensitätsgleichung im zweistufigen Modell, geschätzt
$\zeta, \hat{\zeta}$	Parameter der Box-Cox-Transformation, geschätzt

$\theta, \hat{\theta}$	Parametervektor, der sämtliche Parameter(-vektoren) des Modells enthält, geschätzt
$\iota, \hat{\iota}$	weiterer Parameter der Heteroskedastizitätsgleichung, geschätzt
$\iota_{\tau}, \hat{\iota}_{\tau}$	weiterer wellenzahlspezifischer Parameter der Heteroskedastizitätsgleichung, geschätzt
$\kappa, \hat{\kappa}$	Transformationsparameter der inversen hyperbolischen Sinusfunktion, geschätzt
$\nu, \hat{\nu}$	weiterer Parametervektor der Heteroskedastizitätsgleichung, geschätzt
$\nu_{\tau}, \hat{\nu}_{\tau}$	weiterer wellenzahlspezifischer Parametervektor der Heteroskedastizitätsgleichung, geschätzt
$\xi, \hat{\xi}$	weiterer Parametervektor im einstufigen Modell, geschätzt
$\xi_{\tau}, \hat{\xi}_{\tau}$	weiterer wellenzahlspezifischer Parametervektor im einstufigen Modell, geschätzt
$\rho_c, \hat{\rho}_c$	relative Bedeutung der unbeobachteten Heterogenität, geschätzt
ρ_{it}	beobachtungsspezifischer Korrelationskoeffizient
$\sigma^2, \hat{\sigma}^2$	Varianz des Störterms v_{it} bzw. u_{2it} , geschätzt
σ_a^2	Varianz des Störterms a_i
$\sigma_c^2, \hat{\sigma}_c^2$	Varianz des unbeobachteten Effekts c_i , geschätzt
$\sigma_{it}^2, \hat{\sigma}_{it}^2$	beobachtungsspezifische Varianz des Störterms v_{it} bzw. u_{2it} , geschätzt
σ_u^2	Varianz des Störterms u_{it}
σ_{12}	Kovarianz der Störterme u_{1it} und u_{2it}
τ	Welle, $\tau = 1, \dots, \mathcal{T}$
v_{it}, \hat{v}_{it}	zusammengesetzter Störterm im einstufigen Modell, geschätzt
ϕ	Dichtefunktion der Standardnormalverteilung

Φ	Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung
$\overset{a}{\sim} \chi^2$	asymptotisch Chi-Quadrat-verteilt
$\psi, \hat{\psi}$	weiterer Parameter im einstufigen Modell, geschätzt
$\psi_\tau, \hat{\psi}_\tau$	weiterer wellenzahlspezifischer Parameter im einstufigen Modell, geschätzt
$\Psi(\cdot, \cdot, \cdot)$	bivariate Verteilungsfunktion der Normalverteilung
Ω_{it}	beobachtungsspezifische Varianzmatrix der Störterme u_{1it} und u_{2it}

1 Einführung

1.1 Problemstellung

Leiharbeit erlaubt es Betrieben, die Mitarbeiterzahl kurzfristig an die betriebliche Situation anzupassen. Insbesondere können Auftragsspitzen durch zusätzliche Arbeitskräfte aufgefangen werden, ohne dass Kosten für deren Einstellung oder Entlassung anfallen. Um Betrieben diese Beschäftigungsflexibilität einzuräumen und zugleich die Rechte der Leihbeschäftigten zu schützen, ist im Jahr 1972 das Arbeitnehmerüberlassungsgesetz (AÜG) als rechtliche Grundlage der Leiharbeit geschaffen worden. In den Jahren 2003/2004 wurde das AÜG im Zuge der Hartz-Reformen weitgehend gelockert. Mit der Deregulierung der Leiharbeit sollten die Beschäftigungschancen von Erwerbslosen erhöht und der Abbau der Arbeitslosigkeit vorangetrieben werden. Der konjunkturelle Aufschwung in den Folgejahren war mit einem massiven Beschäftigungswachstum in der Leiharbeitsbranche verbunden. Bis heute hat sich die Zahl der Leihbeschäftigten etwa verdreifacht.

Mit der zunehmenden Bedeutung der Leiharbeit ist der Umgang der Einsatzbetriebe mit diesem Instrument erheblich in die Kritik geraten: Seit einigen Jahren äußern insbesondere Arbeitnehmerverbände ihren Unmut darüber, dass Leiharbeit nicht mehr allein reaktiv aus Flexibilitätsgründen, sondern auch strategisch zur gezielten Kostensenkung eingesetzt wird. So fordert die Kampagne der Industriegewerkschaft Metall „Gleiche Arbeit - Gleiches Geld“ eine uneingeschränkte Gleichstellung von Leihbeschäftigten mit dem Ziel, eine Verdrängung von Stammbeschäftigten durch kostengünstigere Leiharbeitskräfte zu verhindern.

Empirische Studien bestätigen, dass Leihbeschäftigte deutlich geringer entlohnt werden und höheren sozialen Risiken ausgesetzt sind als vergleichbare Stammbeschäftigte (vgl. z.B. Garz 2014, Dütsch 2011). Zudem zeigt sich, dass Leiharbeit nur eingeschränkt zur Integration von Erwerbslosen in den Arbeitsmarkt beiträgt (vgl. z.B. Lehmer/Ziegler 2010). Weiter ist belegt, dass reguläre Beschäftigung durch Leiharbeit verdrängt wird. So führte der Beschäftigungsanstieg im Leiharbeitssektor zwar nachweislich zu einer Erhöhung der Gesamtbeschäftigung, die Hälfte der entstandenen Leiharbeitsverhältnisse hat jedoch andere sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnisse ersetzt (vgl. Jahn/Weber 2013). Auch die Auswirkungen der Leiharbeit auf die betriebliche Entwicklung sind in den Fokus wissenschaftlicher Untersuchungen gerückt. So zeigt sich, dass ein moderater Einsatz von Leiharbeit mit Produktivitätsgewinnen verbunden ist, ein weiterer Anstieg der Nutzungsintensität jedoch zu einem Rückgang der Arbeitsproduktivität führt (vgl. Hirsch/Müller 2012).

Dass sich inzwischen eine neue Art der Leiharbeitsnutzung etabliert hat, geht aus den qualitativen Studien von Holst et al. (2010) und Promberger (2006) hervor. In den untersuchten Fallbetrieben mit beständig hohen Nutzungsintensitäten zeigt sich, dass Leiharbeit strategisch zur Kostensenkung eingesetzt wird. Hierbei werden Teile der Stammbeslegschaft durch Leiharbeitskräfte mit dem Ziel ersetzt, die betrieblichen Arbeitskosten zu verringern bzw. Kosten zu vermeiden, die aufgrund institutioneller Regelungen für Stamm- nicht jedoch für Leihbeschäftigte anfallen.

Angesichts des zunehmenden Anteils an Leihbeschäftigten in den Einsatzbetrieben werden mithilfe quantitativer Forschungsmethoden zwar die damit verbundenen Auswirkungen auf die betriebliche Entwicklung untersucht (vgl. z.B. Hirsch/Müller 2012), eine entsprechende Auseinandersetzung mit den betrieblichen Gründen der Leiharbeitsnutzung findet bislang jedoch nur begrenzt statt. Bisherige Studien, die betriebliche Determinanten der Leiharbeitsnachfrage mithilfe mikroökonomischer Verfahren untersuchen, belegen insbesondere, dass Umsatzschwankungen und Personalprobleme den Einsatz von Leiharbeit begünstigen (vgl. z.B. Hagen/Boockmann

2002, Bohachova/Einsele 2008). Sie konzentrieren sich jedoch weitgehend auf die Bedeutung von Motiven der reaktiven Nutzung. Zudem beschränken sich bisherige Arbeiten häufig auf die Modellierung der Einsatzentscheidung. Die Intensität der betrieblichen Leiharbeitsnutzung wird, wenn überhaupt, durch wenig geeignete Modelle erklärt.

Ausgehend von den betrieblichen Motiven, die Holst et al. (2010) und Promberger (2006) in ausgewählten Fallbetrieben mit strategischer Nutzung vorfinden, stellt sich daher die Frage, welche quantitative Bedeutung den strategischen Motiven im Einzelnen zukommt. Zielstellung dieser Arbeit ist es, die Relevanz von betrieblichen Motiven, die eine strategische Leiharbeitsnutzung begründen können, im Hinblick auf die betriebliche Nutzungsintensität zu überprüfen. Hierbei wird auch untersucht, inwieweit sich die Bedeutung der strategischen Motive im Zuge der Deregulierung der Leiharbeit verändert hat. Zur empirischen Analyse der Nutzungsintensität wird auf die Daten des Betriebspanels des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) zurückgegriffen. Es werden mikroökonomische Verfahren angewendet, die überwiegend erstmals zur Untersuchung der betrieblichen Nachfrage nach Leiharbeit herangezogen werden.

1.2 Aufbau der Arbeit

Die vorliegende Arbeit ist wie folgt aufgebaut.

Im zweiten Kapitel wird zunächst das Grundprinzip der Arbeitnehmerüberlassung erläutert und eine Einordnung der Leiharbeit als Beschäftigungsform und als personalpolitisches Instrument vorgenommen. Dann werden die rechtlichen Rahmenbedingungen beschrieben und wichtige Fakten bezüglich der Entwicklung und der Verbreitung der Leiharbeit vorgestellt. Schließlich werden wesentliche empirische Befunde zu den Auswirkungen der Leiharbeit diskutiert.

Mit den betrieblichen Motiven der Leiharbeitsnutzung befasst sich das dritte Kapitel. Zunächst erfolgt eine Abgrenzung zwischen reaktiver und strategischer Nutzung.

Danach wird ein Überblick über bisherige empirische Studien gegeben, die betriebliche Determinanten der Leiharbeitsnachfrage untersuchen. Anschließend werden die betrieblichen Motive der reaktiven und der strategischen Nutzung vorgestellt, wobei auf wesentliche theoretische und empirische Befunde eingegangen wird. Außerdem wird der Einfluss institutioneller Vorschriften auf die Nachfrage nach Leiharbeit beleuchtet. Im Anschluss daran wird der Zusammenhang zwischen der Art der Leiharbeitsnutzung einerseits und der Nutzungsintensität sowie deren Beständigkeit andererseits diskutiert. Auf dieser Grundlage werden abschließend überprüfbare Hypothesen zu den betrieblichen Motiven der strategischen Leiharbeitsnutzung abgeleitet.

Im vierten Kapitel wird das IAB-Betriebspanel vorgestellt, das als Datengrundlage zur Überprüfung der abgeleiteten Hypothesen herangezogen wird. Im Anschluss daran wird die Operationalisierung der diskutierten Determinanten beschrieben. Auf Basis deskriptiver Ergebnisse wird sodann die Entwicklung der betrieblichen Leiharbeitsnutzung dargestellt. Abschließend wird deskriptiv untersucht, welche Unterschiede zwischen Betrieben bezüglich jener Eigenschaften bestehen, die zur Erklärung des Nachfrageverhaltens herangezogen werden.

Im fünften Kapitel wird die Relevanz der strategischen Motive für das Ausmaß der Leiharbeitsnutzung untersucht. Zur Überprüfung der aufgestellten Hypothesen werden verschiedene mikroökonomische Verfahren herangezogen, die im ersten Teil des Kapitels vorgestellt werden. Darüber hinaus wird erläutert, welche Tests zur Modelldiagnose und zur Modellselektion durchgeführt werden. Im zweiten Teil wird auf Basis der Testergebnisse zunächst die Wahl der Modelle begründet, bevor die Schätzergebnisse vorgestellt werden. Im ersten Schritt werden die Schätzergebnisse für den Hauptuntersuchungszeitraum 2005-2008 diskutiert. Diese werden im zweiten Schritt den Ergebnissen für den Zeitraum 2009-2011 gegenübergestellt. Welche Unterschiede zwischen den Ergebnissen der beiden Nachreformperioden und dem Vorreformjahr 2002 bestehen, wird im dritten Schritt aufgezeigt. Abschließend wird für den Zeitraum 2005-2008 überprüft, ob und inwieweit sich Betriebe mit intensi-

ver Nutzung hinsichtlich der Relevanz der strategischen Motive von Betrieben mit moderater Nutzung unterscheiden.

Da Betriebe im Falle eines strategischen Einsatzes typischerweise beständig hohe Nutzungsintensitäten aufweisen, wird im sechsten Kapitel untersucht, welche der strategischen Motive für die Entscheidung über eine *dauerhaft* intensive Nutzung relevant sind. Die zur Überprüfung der aufgestellten Hypothesen verwendeten Methoden werden im ersten Teil dieses Kapitels beschrieben. Im Anschluss daran werden die Schätzergebnisse vorgestellt.

Im siebten und letzten Kapitel werden die Ergebnisse der Arbeit zusammengefasst und daraus ableitbare Implikationen diskutiert.

2 Leiharbeit in Deutschland

In diesem Kapitel wird zunächst das Grundprinzip der Arbeitnehmerüberlassung beschrieben und eine Einordnung in Bezug auf andere Beschäftigungsformen und personalpolitische Instrumente vorgenommen. Sodann werden die gesetzlichen und tariflichen Rahmenbedingungen der Leiharbeit sowie deren Entwicklung seit dem Jahr 2003 dargestellt. Anschließend wird auf die Entwicklung und die Verbreitung der Leiharbeit eingegangen. In diesem Zuge werden auch wesentliche Eigenschaften und Strukturen der drei an der Arbeitnehmerüberlassung beteiligten Parteien aufgezeigt. Schließlich werden wesentliche Ergebnisse empirischer Studien diskutiert, die sich mit den Auswirkungen der Leiharbeit befassen.

2.1 Definition und Einordnung

Arbeitnehmerüberlassung bzw. Leiharbeit findet statt, wenn ein Arbeitnehmer (Leiharbeitnehmer) eines Unternehmens (Verleiher) an ein anderes Unternehmen (Entleiher) zur Arbeitserbringung ausgeliehen wird. Diese Konstellation wird häufig als Dreiecksverhältnis bezeichnet (vgl. z.B. Crimmann et al. 2009: 5, Burda/Kvasnicka 2006: 195): Leiharbeitnehmer und Verleiher gehen einen Arbeitsvertrag ein, während der Verleiher mit dem Entleiher einen Arbeitnehmerüberlassungsvertrag abschließt. Das Entleihunternehmen ist für die Dauer der Überlassung dem Leiharbeitnehmer weisungsbefugt. Es zahlt dem Verleiher eine so genannte Entleihgebühr, die neben den Arbeitskosten des Leiharbeitnehmers auch die Gemeinkosten und den Gewinn des Verleihunternehmens enthält. Für die Arbeitserbringung im Ent-

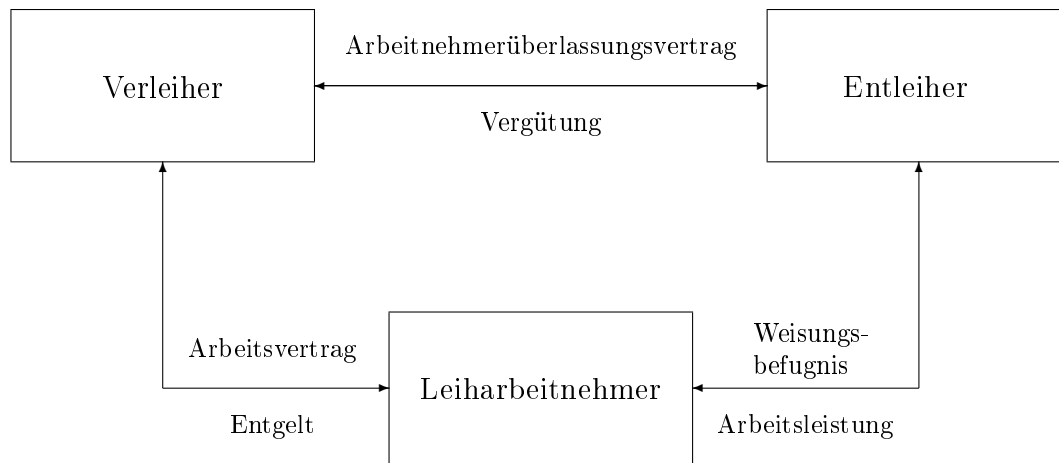


Abbildung 2.1: Dreiecksverhältnis Arbeitnehmerüberlassung.

Quelle: Crimmann et al. (2009: 5)

leihunternehmen wird der Leiharbeitnehmer vom Verleiher entlohnt. Abbildung 2.1 veranschaulicht diese Dreiecksbeziehung.¹

Gemäß der Definition des Statistischen Bundesamts zählt Leiharbeit zu den atypischen Beschäftigungsformen, da Arbeits- und Beschäftigungsverhältnis hier – anders als im Falle des Normalarbeitsverhältnisses – auseinander fallen: Zwischen dem Leihbeschäftigten und dem Verleiher besteht zwar ein Arbeitsvertrag, die Beschäftigung erfolgt jedoch im entleihenden Unternehmen. Zu den atypischen Beschäftigungsformen gehören auch geringfügige und befristete Beschäftigungen sowie Teilzeitbeschäftigungen mit einer Wochenarbeitszeit von 20 Stunden oder weniger (vgl. z.B. Statistisches Bundesamt 2009). Insgesamt ist ein Viertel aller Erwerbstätigen atypisch beschäftigt, wovon sich etwa jeder Zehnte in einem Leiharbeitsverhältnis befindet (vgl. Statistisches Bundesamt 2012: 7).²

¹Die Begriffe Arbeitnehmerüberlassung und Leiharbeit werden im Folgenden synonym verwendet. Leiharbeitnehmer werden auch als Leihbeschäftigte oder Leiharbeitskräfte bezeichnet, wobei damit sowohl männliche als auch weibliche Beschäftigte gemeint sind. Ferner werden entleihende Unternehmen im Folgenden auch Einsatz-, Nutzer- oder Entleihbetriebe bzw. -unternehmen genannt; verleihende Unternehmen werden auch als Verleihbetriebe bzw. -unternehmen bezeichnet. Die Begriffe Entgelt, Lohn, Gehalt und Vergütung werden im Weiteren synonym verwendet. Arbeitskosten werden auch als Lohnkosten bezeichnet.

²Im Rahmen dieser Arbeit werden Normalarbeitsverhältnisse sowie andere Beschäftigungsverhältnisse außerhalb der Leiharbeit als reguläre Beschäftigung bezeichnet.

Unternehmen verfügen über eine Reihe personalpolitischer Instrumente, um die betriebliche Beschäftigung an Änderungen des Personalbedarfs anzupassen. Hierbei kann zwischen internen und externen Flexibilisierungsinstrumenten unterschieden werden (vgl. Atkinson 1984, Hohendanner/Bellmann 2006). Leiharbeit zählt neben der Einstellung und Entlassung von Beschäftigten sowie der Auftragsvergabe an Fremdunternehmen zu den externen Instrumenten, da die Anpassung über den externen Arbeitsmarkt erfolgt. In Abgrenzung dazu wird auf interne Flexibilisierungsinstrumente zurückgegriffen, wenn Anpassungen auf Basis der bestehenden Beschäftigungsverhältnisse ohne deren zahlenmäßige Veränderung vorgenommen werden. Hierzu gehören vor allem Maßnahmen, die mit einer Ausweitung und Verkürzung der Arbeitszeit verbunden sind, wie etwa Arbeitszeitmodelle, Überstunden und Kurzarbeit.

Obgleich die atypischen Beschäftigungsformen in den letzten Jahren erheblich an Bedeutung gewonnen haben, kommen empirische Studien übereinstimmend zu dem Ergebnis, dass internen Maßnahmen weiterhin eine deutlich wichtigere Rolle zukommt als externen Flexibilisierungsinstrumenten (vgl. Hohendanner/Bellmann 2006, Promberger 2006: 87, Schröpfer et al. 2011). So wird in Betrieben zunächst die Arbeitszeitflexibilität genutzt, um auf einen veränderten Personalbedarf zu reagieren. Ein Bedarfsrückgang, wie er in extremer Form infolge der Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 stattfand, wird weniger durch den Abbau von Normalarbeitsverhältnissen, sondern vor allem durch die Verkürzung der Arbeitszeit und durch Kurzarbeit kompensiert (vgl. Schröpfer et al. 2011). Im Falle eines ansteigenden Personalbedarfs greifen Betriebe meist erst nach Ausschöpfen der internen Flexibilisierungsinstrumente auf externe zurück (vgl. Promberger 2006: 87). Ein abweichendes Nachfrageverhalten stellen Bellmann/Kühl (2007) und Promberger (2006: 147) in Betrieben mit intensiver Leiharbeitsnutzung fest; hier werden interne Instrumente vergleichsweise zurückhaltend eingesetzt. Relativ zu anderen externen Instrumenten, wie geringfügigen oder befristeten Beschäftigungsverhältnissen, spielt Leiharbeit insgesamt betrachtet eher eine untergeordnete Rolle (vgl. Promberger 2006: 87). Allerdings bestehen erhebliche Unterschiede zwischen den Sektoren. So wird

Leiharbeit im Produzierenden Gewerbe häufiger als andere externe Instrumente eingesetzt, während Betriebe im Dienstleistungsbereich in erster Linie auf Mini-Jobs und Befristungen zurückgreifen (vgl. Hohendanner/Bellmann 2006).

2.2 Rechtliche Rahmenbedingungen

Um Betrieben ein höheres Maß an externer Flexibilität zu ermöglichen und die betroffenen Beschäftigten zugleich arbeitsrechtlich zu schützen, wurde Leiharbeit mit dem Erlass des Arbeitnehmerüberlassungsgesetzes (AÜG) im Jahre 1972 legalisiert. Das AÜG regelt die Pflichten der verleihenden und entleihenden Unternehmen gegenüber den Leihbeschäftigten. Darüber hinaus regelt es die Pflichten der Verleihunternehmen gegenüber der Bundesagentur für Arbeit. So setzt die Überlassung von Arbeitnehmern grundsätzlich eine Erlaubnis der Behörde voraus. Zudem unterliegen Verleihunternehmen einer Reihe von Melde- und Auskunftspflichten.

Zu arbeitsmarktpolitischer Bedeutung gelangte die Arbeitnehmerüberlassung im Zuge der Hartz-Reformen. Vor dem Hintergrund, erwerbslosen Personen durch Leiharbeit den Wiedereinstieg in eine Beschäftigung zu erleichtern und damit zur Verringerung der Arbeitslosigkeit beizutragen, wurde das AÜG mit vollständiger Wirkung zum Jahr 2004 erheblich gelockert.³ Erstens fiel die Regelung zur Überlassungshöchstdauer weg, nach der Leihbeschäftigte bis dahin maximal für zwei Jahre im Entleihbetrieb eingesetzt werden durften. Zweitens wurde das Synchronisationsverbot gestrichen, das bislang die Befristung von Leiharbeitsverträgen auf die voraussichtliche Dauer des Einsatzes untersagte. Drittens wurde das Wiedereinstellungsverbot abgeschafft, das Verleihunternehmen die Einstellung von zuvor entlassenen Leihbeschäftigten verwehrte. Viertens wurde das Befristungsverbot aufgehoben, das bis dahin eine Aneinanderreihung befristeter Leiharbeitsverträge unterbinden sollte. Zudem wurde das Verbot der Arbeitnehmerüberlassung im Bauhauptgewerbe

³Die diesbezüglichen Vorschläge der Hartz-Kommission wurden durch das *Erste Gesetz für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt* umgesetzt (vgl. Hartz et al. 2002).

geloockert.⁴ Insgesamt betrachtet entfielen damit Regelungen, die noch zuvor einer Abwälzung des unternehmerischen Beschäftigungsrisikos auf Leihbeschäftigte und einer Verdrängung von Stammbeschäftigten in den Einsatzbetrieben entgegenwirken sollten (vgl. z. B. Burda/Kvasnicka 2006: 201).

Im Gegenzug wurden Leiharbeitnehmer hinsichtlich ihrer Arbeits- und Entlohnungsbedingungen den im Einsatzbetrieb regulär Beschäftigten rechtlich gleichgestellt. So wurde der Geltungsbereich des im Jahr 2002 eingeführten Gleichbehandlungsgrundsatzes auf die gesamte Einsatzdauer ausgeweitet. Zur Wahrung der Tarifautonomie wurde es Verleihunternehmen zugleich jedoch gestattet, die Arbeits- und Entlohnungsbedingungen abweichend davon tariflich zu regeln.⁵ Die Einräumung der vorrangigen Geltung von Tarifverträgen führte nach dem Erlass des *Ersten Gesetzes für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt* im Jahr 2002 zu einem drastischen Anstieg der Tarifbindung innerhalb der Verleihbranche (vgl. z. B. Ammermüller et al. 2003: 6, Promberger 2006: 47). Bereits mit Geltungsbeginn des Gleichbehandlungsgrundsatzes im Jahr 2004 fielen nahezu alle Leiharbeitnehmer unter gültige Tarifverträge, die eine deutlich geringere Entlohnung vorsahen als die Tariflöhne der Einsatzbranchen (vgl. Jahn 2010, Bispinck/WSI-Tarifarchiv 2003: 23 ff.).⁶

Mit der EU-Richtlinie 2008/104/EG einigten sich die Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU) im Jahr 2008 auf Mindeststandards bei der Arbeitnehmerüberlassung. Vor dem Hintergrund, ein ausgewogenes Verhältnis zwischen betrieblicher Flexibilität und sozialer Sicherheit herzustellen und einer weiteren Segmentierung des Arbeitsmarktes entgegenzuwirken, sollte eine Umsetzung in nationales Recht innerhalb von drei Jahren erfolgen.⁷ Im Kern fordert die Richtlinie, dass die

⁴Für eine detailliertere Beschreibung der AÜG-Reform siehe z. B. Burda/Kvasnicka (2006: 199 ff.).

⁵Hierzu ist eine Tarifbindung des Verleihunternehmens nicht zwangsläufig erforderlich, die Bezugnahme auf einen gültigen Tarifvertrag im Leiharbeitsvertrag genügt. Für eine kritische Einschätzung der rechtlichen Ausgestaltung des Gleichbehandlungsgrundsatzes siehe Krause (2012: 30 ff.) und Waltermann (2010).

⁶Die Ergebnisse der repräsentativen Befragung von Ammermüller et al. (2003: 17 ff.) zeigen, dass die überwiegende Mehrheit der Verleihbetriebe noch im Jahr 2003 aufgrund der bevorstehenden Ausweitung des Gleichbehandlungsgrundsatzes mit einer beachtlichen Erhöhung der Arbeitskosten und mit deutlichen Umsatzeinbußen rechnete.

⁷Für Details zur so genannten Flexicurity-Strategie der EU siehe z. B. Keller/Seifert (2008).

Arbeits- und Entlohnungsbedingungen der Leiharbeitnehmer mindestens dem Niveau der im Einsatzbetrieb regulär Beschäftigten entsprechen. Ebenso wie das AÜG lässt auch die EU-Richtlinie Abweichungen nach unten zu, sofern sie auf tariflichen Vereinbarungen beruhen und Leihbeschäftigten ein angemessenes (aber nicht näher bestimmtes) Schutzniveau zuteil werden lassen.

In den vergangenen beiden Jahren haben Gesetzgeber und Tarifpartner einige Schritte unternommen, um die EU-Leiharbeitsrichtlinie in nationales Recht umzusetzen. So ist die Gleichbehandlung von Leihbeschäftigten seit Mai 2011 auch dann verpflichtend, wenn Leihbeschäftigte eingesetzt werden, die weniger als sechs Monate zuvor noch als Stammbeschäftigte im Entleihunternehmen tätig waren. Damit sollte der durch die Drogeriemarktkette Schlecker bekannt gewordenen Praxis Einhalt geboten werden, Mitarbeiter zu entlassen und sie über einen konzerneigenen Verleihbetrieb zu schlechteren Bedingungen wieder einzustellen („Drehtürklausel“).⁸ Zusätzlich zu den bereits bestehenden Regelungen zur Entlohnung wurden allgemeinverbindliche Lohnuntergrenzen im AÜG festgeschrieben.⁹ Gleichzeitig räumte der Gesetzgeber den Tarifparteien eine Einjahresfrist ein, um die in der EU-Leiharbeitsrichtlinie geforderte Gleichbehandlung ohne staatliches Zutun umzusetzen. Seit November 2012 gelten in einigen Einsatzbranchen so genannte Branchenzuschläge, auf die sich die Gewerkschaften und die Arbeitgeberverbände des Verleihgewerbes verständigt haben.¹⁰ Die vereinbarten Zuschläge sehen eine stufenweise, an die Einsatzdauer gekoppelte Erhöhung der Entlohnung von Leihbeschäftigten vor, durch die eine Annäherung an das Lohnniveau der Stammbeschäftigten erreicht wird. Derzeit erhalten Leihbeschäftigte in neun Verarbeitenden Branchen und im Bereich Personen- und Güterverkehr Zuschläge von bis zu 50 % (vgl. auch Bispinck/WSI-

⁸Die Änderungen des AÜG wurden durch das *Erste Gesetz zur Änderung des Arbeitnehmerüberlassungsgesetzes – Verhinderung von Missbrauch der Arbeitnehmerüberlassung* umgesetzt. Weitere Änderungen des AÜG traten im Dezember 2011 in Kraft; insbesondere sind Einsatzbetriebe seitdem verpflichtet, Leihbeschäftigten den Zugang zu Gemeinschaftseinrichtungen des Betriebes zu gewähren und sie über offene Stellen im Betrieb zu informieren.

⁹Die Lohnuntergrenze entspricht derzeit den tariflichen Einstiegsgehältern, die zwischen dem Bundesverband der Personaldienstleister (BAP), dem Interessenverband Deutscher Zeitarbeitsunternehmen (iGZ) und der Tarifgemeinschaft des Deutschen Gewerkschaftsbunds (DGB) vereinbart worden sind.

¹⁰Innerhalb dieser Branchen gelten die Zuschläge auch für nicht tarifgebundene Einsatzbetriebe.

Tarifarchiv 2012: 22f.). Neben Branchenzuschlägen haben sich die Tarifpartner teilweise auch auf eine Begrenzung der Leiharbeitsnutzung verständigt. In Betrieben der Metall- und Elektroindustrie ist beispielsweise der Einsatz von Leiharbeitskräften an bestimmte Einsatzgründe geknüpft; zudem muss im Falle langer Einsatzdauern die Option einer Festeinstellung des Leihbeschäftigten geprüft werden (vgl. Bispinck/WSI-Tarifarchiv 2012: 20).¹¹

2.3 Entwicklung und Verbreitung

Seit der Deregulierung der Arbeitnehmerüberlassung in den Jahren 2003/2004 ist die Bedeutung der Leiharbeit in Deutschland erheblich gewachsen. So verdreifachte sich die Zahl der Leiharbeiter innerhalb von zehn Jahren (vgl. Abbildung 2.2). Derzeit bestehen etwas mehr als 900.000 Leiharbeitsverhältnisse, von denen gut 90 % sozialversicherungspflichtig sind. Betrachtet man den Anteil der Leiharbeiter an allen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, ist für die vergangenen Jahre ein leichter Anstieg auf gut 3 % festzustellen (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2013, Statistik der Bundesagentur für Arbeit 2013a,b).¹²

Die Arbeitsnachfrage im Verleihgewerbe verhält sich prozyklisch. Im Zuge der Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 verringerte sich die Anzahl der Leiharbeiter binnen eines Jahres um ein knappes Viertel (vgl. Statistik der Bundesagentur für Arbeit 2013a). Da die Branche sehr schnell auf konjunkturelle Veränderungen reagiert, gilt die Beschäftigungsentwicklung im Leiharbeitssektor als Frühindikator für die weitere Entwicklung der Gesamtbeschäftigung (vgl. z. B. Bundesagentur für Arbeit 2011: 15). Während die Erholung der Branche bereits Mitte 2009 einsetzte,

¹¹Eine Begrenzung der Leiharbeitsnutzung sowie eine Verbesserung der Entlohnungs- und Arbeitsbedingungen eingesetzter Leiharbeitskräfte wurde zuvor stellenweise durch Betriebsvereinbarungen erreicht, hingegen eher selten durch tarifliche Vereinbarungen in den Einsatzbranchen (vgl. z. B. Krause 2012: 30 ff., Weinkopf/Vanselow 2008: 21 ff., Bispinck/WSI-Tarifarchiv 2011).

¹²Die Angaben der Bundesagentur für Arbeit beruhen auf Auswertungen der Arbeitnehmerüberlassungsstatistik sowie der Beschäftigungsstatistik. In der Arbeitnehmerüberlassungsstatistik werden die gesetzlich vorgeschriebenen Meldungen der Verleihbetriebe erfasst. Die Beschäftigungsstatistik enthält Informationen zu sämtlichen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten, die im Zuge der Meldung zur Sozialversicherung erfasst werden.

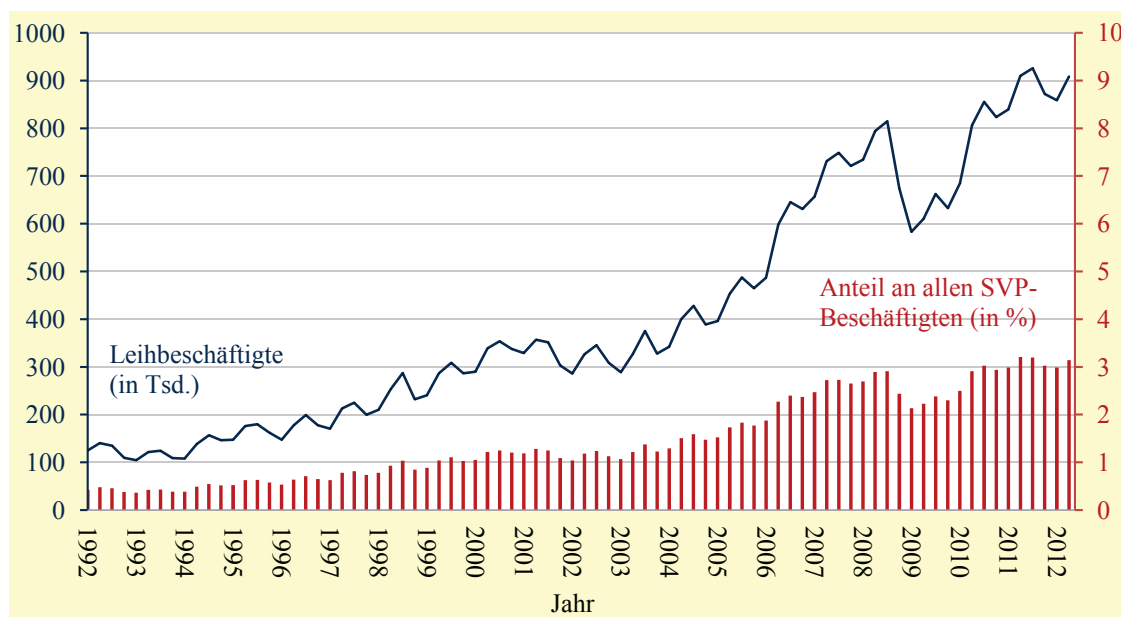


Abbildung 2.2: Entwicklung der Anzahl der Leihbeschäftigten und des Anteils an allen sozialversicherungspflichtig (SVP) Beschäftigten. *Quelle:* Statistik der Bundesagentur für Arbeit (2013a,b), eigene Darstellung.

erfolgten Zuwächse in der Gesamtbeschäftigung erst zum Jahresende. Neben konjunkturellen unterliegt der Leiharbeitssektor auch saisonalen Schwankungen. So wird Leiharbeit stärker in den Sommer- als in den Wintermonaten nachgefragt. Seit der Jahrtausendwende ist jedoch ein Rückgang der saisonbedingten Volatilität festzustellen (vgl. Baumgarten et al. 2012b: 10).

Mit 2% überschreitet der Anteil der Leihbeschäftigten an der Gesamtbeschäftigung in Deutschland geringfügig den europäischen Durchschnitt von 1,6% (vgl. CIETT 2013: 30).¹³ Unter den europäischen Ländern mit überdurchschnittlich hohen Leihbeschäftigtenanteilen befindet sich Deutschland etwa im Mittelfeld; höhere Anteile weisen Großbritannien mit 3,6%, die Niederlande mit 2,6%, Irland (2,5%) und Frankreich (2,2%) auf.¹⁴

Die Anzahl der Verleihunternehmen ist in den letzten Jahren erheblich gestiegen. Derzeit besitzen etwa 18.500 Unternehmen die Erlaubnis zur Arbeitnehmerüberlas-

¹³Die Angaben des internationalen Verbands privater Verleihunternehmen (CIETT) beruhen auf den Auswertungen der Organisation.

¹⁴Für einen Vergleich der rechtlichen Rahmenbedingungen und des Nutzungsgeschehens zwischen einigen Ländern der EU (darunter Deutschland) siehe Eichhorst/Marx (2012).

sung (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2013: 6). Die Mehrheit betreibt Arbeitnehmerüberlassung als ausschließlichen oder überwiegenden Betriebszweck. Gut die Hälfte aller Verleihbetriebe beschäftigt weniger als 20 Mitarbeiter, nur etwa jedes siebte Unternehmen besteht aus mehr als 100 Arbeitnehmern. Promberger (2006: 32 ff.) unterscheidet drei Arten von Verleihunternehmen: „Generalisten“ überlassen ihre Beschäftigten überwiegend für einfache Tätigkeiten im gewerblichen und kaufmännischen Bereich. „Spezialisten“ konzentrieren sich auf bestimmte Branchen oder Berufsfelder, etwa auf den Bereich Banken und Versicherungen; sie akquirieren ausschließlich Arbeitskräfte mit entsprechenden Qualifikationen. Zu den „vermittlungsorientierten Verleihern“ zählen insbesondere Personal-Service-Agenturen (PSA) und kommunale Beschäftigungsgesellschaften. Sie betreiben Arbeitnehmerüberlassung mit der Maßgabe, Arbeitslosen die Rückkehr in ein Beschäftigungsverhältnis außerhalb der Leiharbeit zu erleichtern.¹⁵ Eine Vermittlungsorientierung wird darüber hinaus auch konzern-eigenen Beschäftigungspools zugesprochen, die Mitarbeiter zur Vermeidung von betriebsbedingten Entlassungen konzernintern oder -extern verleihen. Mit einem Umsatz von etwa 20 Mrd. Euro (im Jahr 2011) besitzt die Verleihbranche nicht nur innerhalb Deutschlands eine hohe wirtschaftliche Bedeutung, sondern auch weltweit gemessen am Gesamtumsatz der Branche. Mit einem Anteil von 7 % am internationalen Gesamtumsatz liegt Deutschland innerhalb Europas auf Platz drei hinter Großbritannien mit 11 % und Frankreich mit 8 % (vgl. CIETT 2013: 24).¹⁶

Der Anteil der Betriebe, die Leiharbeit einsetzen, ist insgesamt betrachtet sehr gering.¹⁷ Lediglich etwa 3 % aller Betriebe machen von Leiharbeit Gebrauch, wobei in den Entleihbetrieben im Durchschnitt etwa jeder siebte Beschäftigte aus einem Verleihunternehmen stammt (vgl. Crimmann et al. 2009: 17, 22). Sowohl der Anteil der Betriebe mit Leiharbeit als auch die betriebliche Nutzungsintensität variieren

¹⁵Mit Inkrafttreten des *Ersten Gesetzes für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt* wurden die Arbeitsagenturen verpflichtet, private Anbieter mit der vermittlungsorientierten Arbeitnehmerüberlassung zu beauftragen (vgl. z. B. Hess et al. 2006).

¹⁶Die USA und Japan tragen mit einem Anteil von 23 bzw. 17 % am stärksten zum Gesamtumsatz der Verleihbranche bei.

¹⁷Eine detaillierte deskriptive Untersuchung der Entwicklung der Leiharbeitsnachfrage im Zeitraum 2002-2011 erfolgt im Abschnitt 4.4.

erheblich mit der Betriebsgröße. So setzen große Betriebe Leiharbeit zwar häufiger ein, jedoch mit geringerer Intensität als kleine Betriebe (vgl. Crimmann et al. 2009: 17 ff.).¹⁸

Auch zwischen den Branchen bestehen erhebliche Unterschiede (vgl. Crimmann et al. 2009: 18 ff.). Während Leiharbeit im Verarbeitenden Gewerbe am stärksten verbreitet ist, wird im Dienstleistungsbereich relativ selten auf Leiharbeit zurückgegriffen.¹⁹ Im Bereich der unternehmensnahen Dienstleistungen weist etwa ein Drittel aller Entleihbetriebe Nutzungsintensitäten von mehr als 20 % auf. Im Produzierenden Gewerbe fällt der Anteil dieser so genannten Intensivnutzer deutlich geringer aus.²⁰

Auf die wachsende Bedeutung der Intensivnutzung weisen Bellmann/Kühl (2007: 16 f.) hin. Sie stellen insbesondere fest, dass der Anteil der Leihbeschäftigten, die insgesamt in Betrieben mit intensiver Nutzung tätig sind, seit der Lockerung des AÜG erheblich gestiegen ist. War im Jahr 2002 noch jeder dritte Leihbeschäftigte in einem Intensivnutzerbetrieb tätig, entfällt im Jahr 2006 bereits die Hälfte aller Leiharbeitnehmer auf Betriebe mit hohen Leihbeschäftigtenanteilen.²¹

Leihbeschäftigte verbleiben in der Regel nur für kurze Zeit im Entleihbetrieb. Mehr als die Hälfte der Entleiher setzt Leiharbeitnehmer für maximal ein halbes Jahr ein. In etwa jedem siebten Unternehmen dauert der Einsatz im Durchschnitt länger als ein Jahr (vgl. Lichtblau et al. 2011: 28).²² Die Ergebnisse der Fallstudien von Holst et al. (2009) und Promberger (2006) zeigen, dass Unternehmen mit dauerhaft hohen Leihbeschäftigtenanteilen längere Einsatzdauern vorsehen (vgl. Abschnitt 3.6).

¹⁸Die Angaben beruhen auf Auswertungen des IAB-Betriebspanels, die Crimmann et al. (2009) insbesondere mit der Welle 2008 durchgeführt haben.

¹⁹Im internationalen Vergleich ist der Einsatz von Leiharbeitskräften im Verarbeitenden Gewerbe überdurchschnittlich stark ausgeprägt (vgl. CIETT 2012: 38).

²⁰In der Fachliteratur wird die 20%-Schwelle üblicherweise herangezogen, um Betriebe mit intensiver Leiharbeitsnutzung von Betrieben mit moderater Nutzung abzugrenzen (vgl. z. B. Crimmann et al. 2009: 23 f., Bellmann/Kühl 2007: 16, Promberger 2006: 61).

²¹Bellmann/Kühl (2007) verwenden ebenfalls die Daten des IAB-Betriebspanels.

²²Die Angaben basieren auf einer repräsentativen Befragung von Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes und der unternehmensnahen Dienstleistungen und beziehen sich auf den Zeitraum 2007-2010.

Am häufigsten werden Leiharbeitnehmer für un- und angelernte Tätigkeiten eingesetzt (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2013). So übt etwa ein Drittel aller Leihbeschäftigten Hilfstätigkeiten aus. Ein weiteres knappes Drittel arbeitet in Dienstleistungsberufen und gut ein Fünftel in Metall- und Elektroberufen. Technische Berufe, wie Chemiker und Ingenieure, sind lediglich mit einem Anteil von 5 % vertreten. Betrachtet man die anteilmäßige Zusammensetzung der Berufsfelder im zeitlichen Verlauf, ist in den Folgejahren der AÜG-Reform ein leichter Zugewinn bei den Hilfstätigkeiten festzustellen. Zudem spiegelt sich der sektorale Strukturwandel in der Leiharbeitsnachfrage wider. So werden Leihbeschäftigte in Dienstleistungsberufen seit einigen Jahren verstärkt nachgefragt, während die Bedeutung der Metall- und Elektroberufe leicht zurückgegangen ist.

Der hohe Anteil an Hilfstätigkeiten zeigt sich auch in der Qualifikationsstruktur der Leihbeschäftigten (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2013). Relativ zur sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung insgesamt weisen Leiharbeitskräfte ein deutlich niedrigeres Qualifikationsniveau auf. Während von den Leihbeschäftigten knapp jeder Dritte keinen Berufsabschluss besitzt, liegt dieser Anteil insgesamt bei lediglich 13 %. Auch der Anteil der Leiharbeitnehmer mit einem Hochschul- oder Fachhochschulabschluss fällt mit 3 % deutlich geringer aus als der Anteil unter den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten insgesamt (11 %).

Verglichen mit der Gesamtbeschäftigung sind Männer, Ausländer und Vollzeitbeschäftigte überdurchschnittlich häufig in der Leiharbeit vertreten (vgl. Baumgarten et al. 2012b). Etwa die Hälfte der Leihbeschäftigten kommt aus der Arbeitslosigkeit, knapp jeder Sechste von ihnen war länger als ein Jahr nicht erwerbstätig (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2013: 16). Leiharbeitsverhältnisse werden im Vergleich zu anderen Arbeitsverhältnissen deutlich schneller aufgelöst. So bestand etwa die Hälfte der im ersten Halbjahr 2012 beendeten Leiharbeitsverträge für maximal drei Monate (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2013: 17).²³ Hinsichtlich des hohen Anteils

²³Die relativ kurze Beschäftigungsdauer spiegelt sich auch in einer entsprechend hohen Beschäftigungsfluktuation wider (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2013: 17). Setzt man die neu entstandenen bzw. die beendeten Leiharbeitsverhältnisse ins Verhältnis zum Bestand an Leihbeschäftigten, ergibt sich für das erste Halbjahr 2012 ein Faktor von 0,55 bzw. 0,6.

an kurzen Beschäftigungsdauern stellen Crimmann et al. (2009: 77 ff.) jedoch fest, dass viele der betroffenen Beschäftigten keineswegs nur für längstens drei Monate in der Leiharbeit verbleiben. Werden auch zurückliegende Leiharbeitsverträge berücksichtigt, verringert sich der Anteil an Leihbeschäftigten mit kurzen Verweildauern auf etwa ein Drittel.²⁴ Dies spricht für die Relevanz so genannter Kettenverträge, bei denen Verleiher die Dauer des Arbeitsverhältnisses an die geplante Einsatzdauer knüpfen und eine befristete Weiterbeschäftigung von einem neuen Einsatz abhängig machen (vgl. Crimmann et al. 2009: 70).

2.4 Auswirkungen

Zahlreiche empirische Studien befassen sich mit den mikro- und makroökonomischen Auswirkungen der Leiharbeit in Deutschland. Im Folgenden werden wesentliche Befunde dieser Arbeiten vorgestellt. Zunächst werden die Auswirkungen bezüglich der Beschäftigten und der Entleihbetriebe diskutiert. Anschließend wird aufgezeigt, ob und inwieweit sich eine Substitution von Stamm- durch Leihbeschäftigte feststellen lässt und welche Wirkung von der Leiharbeit auf die Gesamtbeschäftigung ausgeht.

Übernahme von Leihbeschäftigten

Leiharbeit bietet Erwerbspersonen die Möglichkeit, durch den Einsatz in verschiedenen Unternehmen den Arbeitsalltag abwechslungsreich zu gestalten und betriebsübergreifend Humankapital zu sammeln. Darüber hinaus kann Leiharbeit auch einen Ausweg aus der Erwerbslosigkeit bieten und als Brücke in ein normales Arbeitsverhältnis fungieren. Allerdings wählt lediglich die Minderheit eine Beschäftigung in der Leiharbeit, um verschiedenartige Tätigkeiten kennenzulernen; für die Mehrheit

²⁴Während die Angaben der Bundesagentur für Arbeit (2013: 17) auf der Arbeitnehmerüberlassungsstatistik basieren, verwenden Crimmann et al. (2009: 77 ff.) die Daten der Integrierten Erwerbsbiographien des IAB (IEB). Für das Jahr 2006 schätzen die Autoren die durchschnittliche Verweildauer in der Leiharbeit auf 131 Tage.

der Leiharbeitskräfte stellt diese Beschäftigungsform die einzige Möglichkeit dar, einer Erwerbstätigkeit nachzugehen und dadurch in eine Beschäftigung außerhalb der Leiharbeit zu finden (vgl. Galais et al. 2007).

Inwieweit Übernahmen durch Einsatzbetriebe stattfinden, ist empirisch mehrfach untersucht worden (z.B. Baumgarten et al. 2012a: 10 ff., Lichtblau et al. 2011: 32 ff., Crimmann et al. 2009: 45 ff.). Zusammengefasst zeigt sich, dass maximal 15 % aller Leiharbeitnehmer direkt vom Einsatzbetrieb übernommen werden (Klebeeffekt) oder anderweitig in ein Beschäftigungsverhältnis außerhalb der Leiharbeit finden (Übernahmeeffekt).²⁵ So kommen Lichtblau et al. (2011) zu dem Ergebnis, dass etwa 14 % der Leihbeschäftigten ein Übernahmeangebot erhalten, wobei die Mehrheit der Unternehmen die vorherige Erprobung als ausschlaggebend dafür betrachtet. Crimmann et al. (2009) und Baumgarten et al. (2012a) untersuchen ebenfalls das Übernahmeverhalten der Einsatzbetriebe und stellen fest, dass 18 % aller Entleihbetriebe im ersten Halbjahr 2008 überhaupt Leihbeschäftigte übernommen haben. Der Anteil der übernommenen an allen Leihbeschäftigten (Übernahmequote) lag bei 7%. Damit haben etwa 12 % aller Neueinstellungen in den Entleihbetrieben durch die Übernahme von Leiharbeitskräften stattgefunden.²⁶ Holst et al. (2009: 45 f.), die Entleihbetriebe der Metall- und Elektroindustrie untersuchen, finden Anhaltspunkte dafür, dass Übernahmen durch Betriebe mit dauerhaft hohen Nutzungsintensitäten insbesondere im Bereich der un- und angelernten Tätigkeiten seltener vorkommen.

In welchem Maße Leiharbeit für Erwerbslose eine Brücke in ein Beschäftigungsverhältnis außerhalb der Leiharbeit darstellt, untersuchen Baumgarten et al. (2012a: 18 ff.) sowie Lehmer/Ziegler (2010) mithilfe eines Matching-Ansatzes.²⁷ Aus den Er-

²⁵Für eine ausführliche Erörterung des Klebe- bzw. Übernahmeeffekts und für eine Übersicht empirischer Studien siehe Strotmann (2009: 75 ff.).

²⁶Crimmann et al. (2009: 45 ff.) und Baumgarten et al. (2012a: 10 ff.) verwenden die Daten des IAB-Betriebspanels. Crimmann et al. (2009: 45 ff.) zeigen darüber hinaus auf, dass die Bedeutung der Übernahme von Leihbeschäftigten gegenüber dem Jahr 2003 deutlich angestiegen ist. Baumgarten et al. (2012a: 10 ff.) stellen die Unterschiede im Übernahmeverhalten zwischen Betriebsgrößenklassen und Branchen heraus.

²⁷Baumgarten et al. (2012a: 18 ff.) nutzen die Daten der Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbiografien (SIAB) bezogen auf den Zeitraum 2005-2008. Lehmer/Ziegler (2010) verwenden die Daten der IEB bezogen auf den Zeitraum 2004-2008.

gebnissen von Baumgarten et al. (2012a) geht hervor, dass Leihbeschäftigte bessere Beschäftigungschancen besitzen als vergleichbare Personen, die keine Tätigkeit in der Leiharbeit zur Beendigung der Arbeitslosigkeit aufnehmen. So haben Leiharbeitnehmer eine um bis zu 11 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit, in eine Vollzeitbeschäftigung außerhalb der Zeitarbeit zu finden, sofern die Phase der Arbeitslosigkeit nicht länger als sechs Monate andauerte.²⁸ Im Unterschied zu dieser Arbeit beschränken Lehmer/Ziegler (2010) ihre Untersuchung auf Leihbeschäftigte, die zuvor für mindestens ein Jahr arbeitslos gewesen sind. Die Autoren kommen zu dem Ergebnis, dass etwa fünf von hundert Leihbeschäftigten der Wechsel in ein dauerhaftes Arbeitsverhältnis außerhalb der Leiharbeit gelingt. Der Anteil erhöht sich auf 9 %, wenn die Zeit der Arbeitslosigkeit durch kurze Erwerbsphasen unterbrochen war. Hinsichtlich der Bedeutung der Leiharbeit als Brücke in eine Beschäftigung außerhalb der Leiharbeit erkennen Lehmer/Ziegler (2010) eher einen „schmalen Steg“.

Situation der Leihbeschäftigten

Über die Verbesserung der Beschäftigungschancen hinaus ist jedoch festzustellen, dass Beschäftigte in der Leiharbeit hinsichtlich ihrer Entlohnungs- und Arbeitsbedingungen deutlich schlechter gestellt sind als Stammbeschäftigte. Die Quantifizierung der Lohndifferenz ist Gegenstand zahlreicher empirischer Studien.²⁹

Aus dem direkten Vergleich der Arbeitsentgelte geht hervor, dass Leihbeschäftigte eine um bis zu 50 % geringere Entlohnung erhalten (vgl. z. B. Baumgarten et al. 2012b: 25 ff., Statistisches Bundesamt 2009: 14, Promberger 2006: 45 f., Sczesny et al. 2008: 77 ff.), wobei der Lohnabstand im Niedrigqualifikationsbereich der Verarbei-

²⁸Einen Wirkungseffekt auf eine beliebige Beschäftigungsform außerhalb der Leiharbeit finden die Autoren hingegen nicht.

²⁹Diese beziehen sich auf unterschiedliche Zeiträume bis zum Jahr 2010 und berücksichtigen daher weder die im Mai 2011 eingeführte Lohnuntergrenze noch die seit Jahresende 2012 geltenden Branchenzuschläge. Während die Einführung der Lohnuntergrenze keine nennenswerten Auswirkungen auf die Entlohnung haben dürfte (vgl. z. B. Bispinck/WSI-Tarifarchiv 2011: 26 ff.), ist infolge der tariflich vereinbarten Branchenzuschläge mit einer Anhebung des Lohnniveaus in der Leiharbeitsbranche zu rechnen.

tenden Branchen besonders ausgeprägt ist (Promberger 2006: 25, Sczesny et al. 2008: 83 ff.). Grund für die Benachteiligung gegenüber Stammbeschäftigten sind die vom Gleichbehandlungsgrundsatz abweichenden Tarifvereinbarungen der Leiharbeitsbranche, die die Arbeits- und Entlohnungsbedingungen für nahezu alle Leihbeschäftigten regeln (vgl. Abschnitt 2.2).

Bei Berücksichtigung sozio-demographischer Merkmale der Beschäftigten schwanken die Schätzwerte für die durchschnittliche Lohndifferenz zwischen 6 und 29 % (vgl. Garz 2014, Dütsch 2011, Giesecke 2009, Jahn 2010, Oberst et al. 2007, Kvasnicka/Werwatz 2003). Herauszustellen ist die Arbeit von Garz (2014), der zusätzlich den Einfluss makroökonomischer Faktoren kontrolliert. Für den gesamten Zeitraum 2001-2009 findet Garz (2014) zwar eine relativ kleine Lohnlücke von durchschnittlich 6 %, er stellt aber fest, dass sich der Abstand seit der Lockerung des AÜG auf etwa 15 % im Jahr 2008 erhöht hat. Dütsch (2011) findet für den Zeitraum 2006-2007 eine ähnlich hohe Lohndifferenz (16,7 %).³⁰

Infolge der Benachteiligung gehört ein überdurchschnittlich hoher Anteil der Leihbeschäftigten zur Gruppe der Niedriglohnempfänger. Während etwa 11 % der Beschäftigten in Normalarbeitsverhältnissen einen Verdienst unterhalb der Niedriglohnschwelle erhalten, sind in der Leiharbeit zwei Drittel der Beschäftigten davon betroffen (vgl. Wingerter 2009: 1088, Statistisches Bundesamt 2012: 20).³¹ Auch bei Berücksichtigung sozio-demographischer Unterschiede weisen Leihbeschäftigte ein um 25 Prozentpunkte höheres Risiko auf, zur Gruppe der Niedriglohnempfänger zu gehören (vgl. Kalina/Weinkopf 2008: 459 ff.). Entsprechend höher fällt auch der Anteil derer aus, die ergänzende Leistungen aus der Grundsicherung erhalten. Während insgesamt etwa 3 % der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten zu den so genannten Aufstockern gehören, ist in der Leiharbeit etwa jeder zehnte Beschäf-

³⁰Garz (2014) und Dütsch (2011) verwenden die Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Auf Basis der IAB-Beschäftigtenstichproben (IABS) finden Jahn (2010) und Kvasnicka/Werwatz (2003) höhere durchschnittliche Lohndifferenzen zwischen 10 und 20 % für die Zeiträume 1997-2004 und 1980-1990. Oberst et al. (2007) werten die Beschäftigtendaten eines Großunternehmens aus und schätzen die Lohndifferenz auf 29 %.

³¹Das Statistische Bundesamt verwendet die international übliche Niedriglohnschwelle von zwei Dritteln des Median-Stundenverdienstes (vgl. z. B. Wingerter 2009: 1087).

tigte auf ergänzende Transferleistungen angewiesen (vgl. Bundesagentur für Arbeit 2013).³² Bosch (2011: 6) und Waltermann (2010: 82) weisen darauf hin, dass aus der geringeren Entlohnung auch eine vergleichsweise schlechte soziale Absicherung der Leihbeschäftigten resultiert.

Andere Studien zeigen, dass Leihbeschäftigte stärker von sozialen Risiken betroffen sind als regulär Beschäftigte. Dütsch (2011) kommt zu dem Ergebnis, dass Leihbeschäftigte einem höheren Beschäftigungsrisiko ausgesetzt sind und auch subjektiv eine stärkere Arbeitsplatzunsicherheit verspüren als Beschäftigte in Normalarbeitsverhältnissen. Zu ähnlichen Ergebnissen gelangt Brehmer/Seifert (2008).³³ Inwiefern sich die Beschäftigungsdauer von Leiharbeitskräften durch die AÜG-Reformen verändert hat, untersuchen Antoni/Jahn (2009). Sie zeigen auf, dass die Deregulierungsschritte seit dem Jahr 2002 im Gegensatz zu früheren Reformen zu einer Verkürzung der Beschäftigungsdauer geführt haben.³⁴

Weiter stellt Dütsch (2011) fest, dass Leiharbeitnehmer sich stärker beruflichen Belastungen ausgesetzt sehen als regulär Beschäftigte, eine höhere Unzufriedenheit mit ihrer Erwerbssituation aufweisen und ihren Gesundheitszustand als relativ schlecht einschätzen. Hinsichtlich der Qualifizierungsmöglichkeiten und der beruflichen Anerkennung findet der Autor hingegen keine Unterschiede zwischen beiden Beschäftigtengruppen. Gundert/Hohendanner (2011) überprüfen, ob sich die mit der Beschäftigungsform verbundenen sozialen Risiken in der subjektiven Wahrnehmung der sozialen Teilhabe niederschlagen. Die Autoren kommen zu dem Ergebnis, dass sich Leiharbeitnehmer weit weniger in die Gesellschaft integriert fühlen als

³²Ob und in welcher Höhe ein Anspruch auf ergänzende Leistungen aus der Grundsicherung besteht, hängt insbesondere von der Größe der Bedarfsgemeinschaft und deren Einkommenssituation ab.

³³Die Ergebnisse beider Studien beruhen auf Auswertungen des SOEP. Während Dütsch (2011) einen Matching-Ansatz verwendet, greift Brehmer/Seifert (2008) auf nichtlineare Modelle mit unbeobachteten Effekten zurück. Beide Arbeiten untersuchen verschiedene soziale Risiken vor dem Hintergrund, die Prekarität der Leiharbeit bzw. anderen atypischen Beschäftigungsverhältnissen zu beurteilen.

³⁴Hierzu verwenden Antoni/Jahn (2009) die Daten der IABS.

unbefristet Beschäftigte, die außerhalb der Leiharbeit tätig sind und ähnliche sozio-demographische Merkmale aufweisen.³⁵

Leistungsmotivation der Beschäftigten

Inwiefern sich ein intensiver bzw. strategischer Einsatz von Leiharbeit auf die Einstellung und das Verhalten der Leih- und Stammbeschäftigten auswirkt, untersuchen Holst et al. (2009) im Rahmen von Fallstudien, die sie in Entleihbetrieben der Metall- und Elektroindustrie durchgeführt haben. Holst et al. (2009) kommen insbesondere zu dem Ergebnis, dass die hohe Präsenz von Leihbeschäftigten und die enge Verflechtung der beiden Beschäftigtengruppen im Arbeitsprozess zu einer Steigerung der Leistungsmotivation führen, sowohl unter den Leihbeschäftigten als auch unter den Stammbeschäftigten. Seitens der Leiharbeitskräfte ist die hohe Arbeitsmotivation an die Hoffnung geknüpft, vom Entleihbetrieb in ein festes Arbeitsverhältnis übernommen zu werden.³⁶ Eine Disziplinierung der Stammbeschäftigten erfolgt nach den Befunden von Holst et al. (2009) dadurch, dass die Anwesenheit vieler (kostengünstigerer) Leihbeschäftigter Ängste um den eigenen Arbeitsplatz schürt, insbesondere wenn bereits Arbeitsplätze ehemaliger Kollegen dauerhaft mit Leiharbeitskräften besetzt worden sind.

Entwicklung der Einsatzbetriebe

Infolge einer höheren Leistungsmotivation der Beschäftigten kann der Einsatz von Leiharbeit also mit Produktivitätsgewinnen verbunden sein. Positive Auswirkungen der Leiharbeit auf den Unternehmenserfolg sind jedoch auch aufgrund der höheren betrieblichen Beschäftigungsflexibilität und einer besseren Qualität der Personalauswahl möglich (vgl. Hirsch/Müller 2012). Zudem lassen sich unter Umständen weitere betriebliche Kosten reduzieren.³⁷ Negative Effekte auf die Unternehmensentwicklung

³⁵Gundert/Hohendanner (2011) verwenden die Daten des Panels „Arbeitsmarkt und soziale Sicherung“ (PASS) für den Zeitraum 2006-2008.

³⁶Dies belegen auch Engellandt/Riphahn (2005) mithilfe von Beschäftigtendaten.

³⁷Die betrieblichen Motive für den Einsatz von Leiharbeit werden in Kapitel 3 dieser Arbeit ausführlich diskutiert.

sind denkbar, wenn Leihbeschäftigte mit typischerweise geringeren firmenspezifischen Kenntnissen als Stammbeschäftigte die Arbeitsproduktivität absenken (vgl. Nollen 1996) oder die Zusammenarbeit zwischen den Beschäftigten beider Gruppen konfliktbehaftet ist (vgl. George 2003).

Dass Entleihunternehmen im Jahr 2010 ein höheres Umsatzwachstum realisierten und zudem häufiger mit einem weiteren Wachstum rechneten als Betriebe ohne Leiharbeit, stellen Lichtblau et al. (2011) auf Basis deskriptiver Auswertungen fest, und zwar über alle Unternehmensgrößen und Sektoren hinweg.³⁸

Die Auswirkungen des Umfangs der Leiharbeitsnutzung auf die betriebliche Arbeitsproduktivität untersuchen Hirsch/Müller (2012).³⁹ Sie stellen fest, dass moderate Nutzungsintensitäten zu einem Anstieg der Produktivität um bis zu 14 % führen, sich der positive Produktivitätseffekt jedoch bei einem Leihbeschäftigtenanteil von mehr als 11 % wieder abschwächt. Bei einer intensiven Nutzung mit Leihbeschäftigtenanteilen von mehr als 20 % können Hirsch/Müller (2012) keine Produktivitätsunterschiede gegenüber Betrieben ohne Leiharbeit mehr nachweisen. Aus dem konkavförmigen Einfluss schlussfolgern die Autoren zum einen, dass der Einsatz von Leiharbeit aufgrund der erhöhten Beschäftigungsflexibilität zu Produktivitätsgewinnen führt. Zum anderen äußern Hirsch/Müller (2012) die Vermutung, dass Leiharbeit in Betrieben mit intensiver Nutzung weniger aus Flexibilitätsgründen, sondern zur Verringerung der Arbeitskosten eingesetzt wird.

Analog dazu finden Nielen/Schiersch (2014) einen U-förmigen Zusammenhang zwischen der betrieblichen Nutzungsintensität und den Lohnstückkosten, die die Autoren als Maß für die betriebliche Wettbewerbsfähigkeit verwenden.⁴⁰ Demnach können

³⁸Lichtblau et al. (2011) führen dies darauf zurück, dass Unternehmen aufgrund der Leiharbeitsnutzung nach der Wirtschaftskrise 2008/2009 eher in der Lage waren, auf steigende Auftragsengänge zu reagieren als Unternehmen, die auf den Einsatz von Leiharbeit verzichteten. Eine solche Schlussfolgerung setzt jedoch eine tiefgreifendere Analyse voraus.

³⁹Hirsch/Müller (2012) nutzen die Wellen 2003–2009 des IAB-Betriebspanels. Ihre Ergebnisse basieren auf Schätzungen von Paneldatenmodellen unter Berücksichtigung zeitkonstanter sowie zeitvarianter unbeobachteter Heterogenität zwischen den Betrieben.

⁴⁰Methodisch gehen Nielen/Schiersch (2014) ähnlich vor wie Hirsch/Müller (2012). Anders als letztere verwenden Nielen/Schiersch (2014) jedoch die amtlichen Daten der Kostenstrukturerhebung und zwar für den Zeitraum 1999–2006.

Betriebe ihre Lohnstückkosten durch den moderaten Einsatz von Leiharbeit verringern, im Falle hoher Nutzungsintensitäten steigen die Lohnstückkosten jedoch wieder an.

Effekte auf die Gesamtbeschäftigung

Für Betriebe kann der Einsatz von Leiharbeit gegenüber einer Festeinstellung aus verschiedenen Gründen von Vorteil sein.⁴¹ Wird Leiharbeit strategisch zur Kostensenkung genutzt, ist zu erwarten, dass hierbei Arbeitsplätze ehemaliger Stammbeschäftigter dauerhaft mit Leihbeschäftigten besetzt werden.

Dass ein Teil der Entleihbetriebe Stammbeschäftigte durch Leihbeschäftigte ersetzt, zeigen die Arbeiten von Promberger (2006: 113 ff.), Sczesny et al. (2008: 59 ff.), Crimmann et al. (2009: 34 ff.) und Baumgarten et al. (2012b: 40 ff.).⁴² Im Grundsatz gehen diese Arbeiten von einer Substitution aus, wenn Leiharbeit aufgebaut und die Stammbeschäftigung zugleich abgebaut wird, gleich bleibt oder sich bei konstantem Leiharbeitseinsatz die Zahl der Stammbeschäftigten verringert. Promberger (2006), der eine etwas weiter gefasste Definition für seine Berechnungen wählt, berechnet für den Zeitraum 1998 bis 2003, dass pro Jahr in etwa jedem vierten Entleihbetrieb eine Verdrängung stattgefunden hat.⁴³ Einen ebenso hohen Anteil an Substitutionsbetrieben finden Sczesny et al. (2008) für das Jahr 2004, in dem die Reform des AÜG vollständig in Kraft trat.⁴⁴ Für die Folgezeit kommen Sczesny et al. (2008) und Crimmann et al. (2009) übereinstimmend zu dem Ergebnis, dass jährlich maximal in jedem fünften Entleihbetrieb Stammbeschäftigte durch Leihbeschäftigte ausgetauscht wurden. Für die Zeit der Wirtschaftskrise 2008/2009 fällt der Anteil

⁴¹Eine ausführliche Auseinandersetzung mit den betrieblichen Motiven der Leiharbeitsnutzung erfolgt in Kapitel 3.

⁴²Die deskriptiven Ergebnisse dieser Studien basieren auf den Daten des IAB-Betriebspanels. Die Arbeiten unterscheiden sich hinsichtlich der Vorgehensweise und des untersuchten Zeitraums.

⁴³Dies entspricht einem Anteil von 0,75 % bezogen auf alle Betriebe.

⁴⁴Aufgrund der unterschiedlichen Berechnungsmethoden ist ein Vergleich der Ergebnisse der erwähnten Studien nur begrenzt möglich. Um eine bessere Vergleichbarkeit herzustellen, wurden Betriebe mit weniger als 50 Beschäftigten aus den von Sczesny et al. (2008: 59 ff.) ausgewiesenen Anteilen an Substitutionsbetrieben herausgerechnet. Hierzu wurden die nach Betriebsgröße getrennten Angaben verwendet.

der Substitutionsbetriebe mit 8 % erheblich niedriger aus (vgl. Baumgarten et al. 2012b).⁴⁵

Die Betrachtung der gegenläufigen Nachfrage nach beiden Beschäftigungsformen ist jedoch nur begrenzt zur Aufdeckung von Verdrängungstendenzen geeignet. So ist fraglich, ob eine Verdrängung regulärer Beschäftigung stattfindet, wenn Leiharbeit beispielsweise aufgrund von Problemen bei der Wiederbesetzung offener Stellen in Anspruch genommen wird (vgl. Crimmann et al. 2009: 37). Zum anderen kann ein maßvoller Austausch von festen durch schnell reversible Beschäftigungsverhältnisse auch den Flexibilitätsbedarf widerspiegeln, der sich möglicherweise aufgrund erhöhter Umsatzschwankungen ergibt. Darüber hinaus ist vorstellbar, dass Betriebe erst durch den Einsatz von Leihbeschäftigten in die Lage versetzt werden, Aufträge anzunehmen und damit den Bestand an Stammbeschäftigten erhalten können (vgl. Baumgarten et al. 2012b: 41).

Ob und in welchem Umfang eine Verdrängung regulärer Beschäftigung durch Leiharbeit stattfindet und welche Wirkung von der Leiharbeit auf die Gesamtbeschäftigung ausgeht, untersuchen Jahn/Weber (2013) mithilfe eines strukturellen vektorautoregressiven Modells.⁴⁶ Unter Berücksichtigung makroökonomischer Einflussgrößen kommen die Autoren zu dem Ergebnis, dass im Zeitraum 1991-2010 etwa die Hälfte der entstandenen Leiharbeitsverhältnisse sozialversicherungspflichtige Beschäftigungsverhältnisse außerhalb der Leiharbeit ersetzt hat. Demnach ging das Beschäftigungswachstum im Verleihgewerbe erheblich zulasten der Beschäftigung in den übrigen Branchen, wobei dem Verdrängungseffekt die durch die Leiharbeit zusätzlich entstandenen Beschäftigungsverhältnisse gegenüberzustellen sind.

⁴⁵Sczesny et al. (2008: 62 ff.) untersuchen zudem, in welchem Umfang reguläre durch Leihbeschäftigung ersetzt wurde. Hier zeigt sich, dass die durchschnittliche Anzahl der ausgetauschten Beschäftigten lediglich im einstelligen Bereich liegt.

⁴⁶Jahn/Weber (2013) verwenden hierzu die monatlichen Angaben der Arbeitnehmerüberlassungsstatistik und der Arbeitskräfteerhebung des Statistischen Bundesamts.

3 Betriebliche Determinanten der Leiharbeitsnutzung – Theoretische Überlegungen, empirische Evidenz, abgeleitete Hypothesen

In diesem Kapitel wird auf Basis theoretischer Erklärungsansätze und bisheriger empirischer Befunde herausgearbeitet, welche betrieblichen Motive und Faktoren die Nachfrage nach Leiharbeit determinieren. Zunächst wird eine Abgrenzung zwischen reaktiver und strategischer Nutzung vorgenommen und ein Überblick zu bisherigen empirischen Studien gegeben, die betriebliche Determinanten der Leiharbeitsnutzung untersuchen. Anschließend werden die betrieblichen Motive vorgestellt, die jeweils eine reaktive und strategische Nutzung begründen können. Da die Entscheidung über den Einsatz von Leiharbeit auch von Kosten abhängt, die aus der Einhaltung institutioneller Vorschriften resultieren, wird sodann der Einfluss wichtiger institutioneller Regelungen auf die betriebliche Nachfrage nach Leiharbeit diskutiert. Anschließend wird der Zusammenhang zwischen der Art der Leiharbeitsnutzung einerseits und der Nutzungsintensität sowie deren Beständigkeit andererseits näher beleuchtet. Abschließend werden überprüfbare Hypothesen abgeleitet.

3.1 Funktionale Unterscheidung in reaktive und strategische Nutzung

Im Hinblick auf die Funktion, die Leiharbeit im Einsatzbetrieb erfüllt, können betriebliche Einsatzmotive danach unterschieden werden, ob sie eine reaktive oder eine strategische Nutzung begründen.¹

Eine reaktive Nutzung liegt vor, wenn Leiharbeit kurzfristig zur Anpassung der Mitarbeiterzahl an die betriebliche Situation eingesetzt wird. Gründe für den reaktiven Einsatz können die Abfederung von Produktionsschwankungen, die Überbrückung von Personalproblemen oder die Rekrutierung von Personal sein. Leiharbeit fungiert damit als externe Personalreserve, auf die im Bedarfsfall zurückgegriffen werden kann, ohne dass Kosten für die Suche, Einstellung oder Entlassung der Beschäftigten entstehen (vgl. z.B. Bellmann/Kühl 2007: 54). Aufgrund des Wegfalls dieser so genannten Anpassungskosten (vgl. z.B. Hamermesh 1989) erhöht Leiharbeit die numerische Beschäftigungsflexibilität im Betrieb.

Eine strategische Nutzung liegt vor, wenn ein Teil der Belegschaft dauerhaft durch Leiharbeitskräfte mit dem Ziel ersetzt wird, die betrieblichen Kosten zu verringern. Die Bezeichnung dieser relativ jungen Nutzungsart ist darauf zurückzuführen, dass Leiharbeit zu diesem Zweck von der Unternehmensleitung als strategisches Instrument eingesetzt wird. Zum einen kann damit direkt die Senkung der Arbeitskosten oder die Vermeidung von Entlassungskosten angestrebt werden, zum anderen können im Zuge einer Kostensenkung auch übergeordnete Unternehmensziele verfolgt werden, wie etwa die Verbesserung der betrieblichen Wettbewerbsfähigkeit (vgl. Holst et al. 2009, Promberger 2006).

¹Die Unterscheidung in reaktive und strategische Nutzung erfolgt in Anlehnung an Holst et al. (2009: 17). Sie verwenden erstmals den Begriff der reaktiven Nutzung, um den Einsatz von Leiharbeit als Reaktion auf betriebliche Veränderungen von der strategischen Nutzung zur Kostensenkung abzugrenzen.

3.2 Überblick über bisherige empirische Studien

Für Deutschland existieren eine Reihe von Studien, die betriebliche Determinanten der Leiharbeitsnachfrage mithilfe mikroökonomischer Methoden untersuchen. Einen Überblick zu Inhalt, Datengrundlage und Methodik der wichtigsten Beiträge bietet Tabelle 3.1.

Die bisherigen Arbeiten konzentrieren sich weitgehend auf die Bedeutung von Einsatzmotiven, die eine reaktive Nutzung begründen können. Daneben wird auch die Beziehung zwischen dem Einsatz von Leiharbeit und anderen Flexibilisierungsinstrumenten untersucht (vgl. z.B. Promberger 2006: 73 ff.). Bisherige Studien beschränken sich häufig auf die Modellierung der Einsatzentscheidung (vgl. z.B. Hagen/Boockmann 2002) oder untersuchen die Anzahl der eingesetzten Leiharbeitskräfte (vgl. Bohachova/Einsele 2008 für baden-württembergische Betriebe). Welche betrieblichen Faktoren die Nutzungsintensität beeinflussen, untersuchen Promberger (2006: 73 ff.) getrennt für Ost- und Westdeutschland, Pfeifer (2006) für niedersächsische Betriebe sowie Seifert/Brehmer (2008).

Hagen/Boockmann (2002) kommen zu dem Ergebnis, dass erwartete und auch tatsächliche Umsatzschwankungen die Entscheidung begünstigen, Leiharbeit zu nutzen. Promberger (2006: 73 ff.) stellt fest, dass neben Umsatzschwankungen auch Probleme bei der Besetzung offener Stellen sowie betriebliche Umstrukturierungen sowohl die Entscheidung als auch die Intensität der Nutzung beeinflussen. Promberger (2006: 73 ff.), Pfeifer (2006) und Bohachova/Einsele (2008) zeigen auf, dass Leiharbeit tendenziell ergänzend zu internen Flexibilisierungsinstrumenten wie Überstunden, jedoch eher substitutiv zu anderen externen Instrumenten eingesetzt wird; davon ausgenommen ist die Nachfrage nach befristet Beschäftigten.²

²Auf die Ergebnisse der hier erwähnten Studien wird in den Abschnitten 3.3 und 3.4 ausführlich eingegangen.

Tabelle 3.1: Mikroökonomische Studien zu betrieblichen Determinanten der Leiharbeitsnachfrage in Deutschland

Studie	Datengrundlage und Zeitraum	Untersuchungsgegenstand	Methode
Baumgarten et al. (2012)	Betriebe in Deutschland IAB-Betriebspanel Welle 2008	Determinanten der Einsatz- entscheidung	lineares Wahrscheinlich- keitsmodell Querschnittsanalyse
Bohachova/Einsele (2008)	Betriebe in Baden-Württemberg IAB-Betriebspanel Wellen 2006/2007	Determinanten der Einsatz- entscheidung u. der Anzahl eingesetzter Leiharbeitskräfte	Probit- und Negatives Binomialmodell Querschnittsanalyse
Hagen/Boockmann (2002)	Betriebe in Deutschland IAB-Betriebspanel Wellen 1994-1998	Determinanten der Einsatz- entscheidung	<i>Random Effects</i> Probit- Modell Paneldanalyse
Pfeifer (2006)	Betriebe in Niedersachsen IAB-Betriebspanel Wellen 2003	Determinanten der Einsatz- entscheidung u. der Nutzungs- intensität	Probit- und Tobit-Modell Querschnittsanalyse
Promberger (2006)	Betriebe in Ost-/Westdeutschland IAB-Betriebspanel Wellen 2003/2004	Determinanten der Einsatz- entscheidung u. der Nutzungs- intensität	Probit- und Tobit-Modell Querschnittsanalyse
Seifert/Brehmer (2008)	Betriebe in Deutschland WSI-Betriebsrätebefragung Jahr 2007	Determinanten der Nutzungs- intensität	Lineares Regressionsmodell Querschnittsanalyse

Quelle: Eigene Darstellung.

Während sich die von Promberger (2006: 73 ff.) und Pfeifer (2006) durchgeführten Analysen der betrieblichen Determinanten der Nutzungsintensität auf die Jahre 2003/2004 und damit auf die Umsetzungsphase der AÜG-Reform beziehen, liefern Seifert/Brehmer (2008) den bislang einzigen Beitrag zur Erklärung der Nutzungsintensität, der sich auf die daran anschließende Wachstumsphase der Leiharbeitsbranche bezieht und sich zudem einzelnen Aspekten der strategischen Leiharbeitsnutzung widmet. Im Gegensatz zu Promberger (2006: 73 ff.) und Pfeifer (2006), die die Nutzungsintensität anhand von Tobit-Modellen erklären, verwenden Seifert/Brehmer (2008) ein lineares Regressionsmodell. Basierend auf Daten einer repräsentativen Betriebsrätebefragung, die im Jahr 2007 stattfand, kommen Seifert/Brehmer (2008) zu dem Ergebnis, dass Betriebe eine höhere Nutzungsintensität aufweisen, wenn Stammbeschäftigte nach Einschätzung der Betriebsräte durch Leihbeschäftigte ersetzt wurden.³

Empirische Evidenz zu betrieblichen Motiven, die eine strategische Nutzung begründen, liefern die qualitativen Studien von Holst et al. (2009) und Promberger (2006: 89 ff.). Holst et al. (2009) führen im Zeitraum 2007-2008 Fallstudien in Intensivnutzerbetrieben der Metall- und Elektroindustrie durch, um betriebliche Nutzungsstrategien zu identifizieren und Auswirkungen der intensiven Nutzung auf die Beschäftigten zu untersuchen.⁴ Dazu werten sie Interviews aus, die insbesondere mit Beschäftigten, Betriebsräten und Mitgliedern der Unternehmensleitung geführt wurden. Mit dem Ziel verschiedene Nutzertypen aufzudecken, führt Promberger (2006: 89 ff.) Interviews mit Führungsverantwortlichen und Betriebsräten in Einsatzbetrieben durch, die verschiedenen Branchen angehören und Leiharbeit in unterschiedlichem Maße nutzen. Um betriebliche Nutzungsstrategien unter gleichzeitiger Berücksichtigung der betrieblichen Strukturmerkmale voneinander abzugrenzen, ver-

³Die Ergebnisse von Seifert/Brehmer (2008) sind aus zwei Gründen mit Vorsicht zu interpretieren. Erstens verwenden die Autoren ein lineares Regressionsmodell, so dass davon ausgegangen werden kann, dass die Schätzergebnisse nicht konsistent sind (vgl. Abschnitt 5.1.1 für eine kurze Begründung). Zweitens beruhen die verwendeten Daten größtenteils auf der persönlichen Einschätzung der Betriebsräte, so auch die Beantwortung der Frage, ob Stamm- durch Leihbeschäftigte verdrängt werden und ob Lohnunterschiede zwischen beiden Beschäftigtengruppen bestehen.

⁴Die Befunde zu den Auswirkungen werden in Abschnitt 2.4 erläutert.

knüpft Promberger (2006: 89 ff.) die Ergebnisse der qualitativen Studie mit den Ergebnissen einer Clusteranalyse, die mithilfe der Daten des IAB-Betriebspanels durchgeführt wurde. Unter den fünf verschiedenen Nutzertypen, die Promberger (2006: 89 ff.) aufdeckt, befinden sich auch so bezeichnete „Extremnutzer“, die Leiharbeit entweder temporär oder dauerhaft intensiv nutzen. Während erstere aufgrund von Auftragsspitzen in starkem Umfang auf Leiharbeit zurückgreifen, zielt eine dauerhaft hohe Nutzungsintensität auf die Senkung der betrieblichen Kosten ab. Einsatzmotive und Nutzungsstrategien, die Promberger (2006: 104 ff.) für diese „permanenten Extremnutzer“ ausmacht, decken sich weitgehend mit denen, die Holst et al. (2009) in Betrieben mit strategischer Nutzung feststellen. Im Kern belegen beide Studien, dass der Einsatz von Leiharbeitskräften auf die Senkung von Lohnkosten und die Vermeidung von Entlassungskosten abzielt. Neben dem direkten Ziel der Kostensenkung finden Holst et al. (2009) Anhaltspunkte dafür, dass eine strategische Nutzung auch unter der Maßgabe erfolgt, die betriebliche Wettbewerbsfähigkeit zu verbessern oder den Wert des Unternehmens zu steigern.⁵

Für die USA, Großbritannien sowie länderübergreifend für 20 europäische Staaten existieren ebenfalls Studien, die betriebliche Determinanten der Leiharbeitsnachfrage mithilfe mikroökonomischer Methoden untersuchen (zu den Ergebnissen siehe Abschnitte 3.3 und 3.4). So analysieren Dräger/Marx (2012) den Einfluss von Produktionsschwankungen in europäischen Betrieben auf die Einsatzwahrscheinlichkeit und berücksichtigen dabei den Rigiditätsgrad des nationalen Kündigungsschutzes. Arbeiten für Großbritannien beschäftigen sich mit dem Zusammenhang zwischen der gewerkschaftlichen Verhandlungsmacht und der betrieblichen Entscheidung, Leiharbeit einzusetzen (vgl. Böheim/Zweimüller 2013, Salvatori 2012). Welche betrieblichen Faktoren für die Nutzungsintensität in US-amerikanischen Betrieben entscheidend sind, untersuchen Vidal/Tigges (2009), Ono/Sullivan (2008), Houseman (2001) sowie Davis-Blake/Uzzi (1993). Im Gegensatz zu den Studien für Deutschland berücksichtigen sie dabei den Einfluss der betrieblichen Arbeitskosten bzw. freiwilliger Lohnzusatzleistungen (mit Ausnahme von Vidal/Tigges 2009). Ebenso wie die

⁵Die Ergebnisse der beiden Fallstudien werden im Abschnitt 3.4 näher erläutert.

Arbeiten für Deutschland werden zur Erklärung der Nutzungsintensität ausschließlich lineare Regressionsmodelle und Tobit-Modelle verwendet.

3.3 Motive der reaktiven Nutzung

Im Folgenden wird zunächst für den Fall der reaktiven Nutzung herausgearbeitet, unter welchen Voraussetzungen der Einsatz von Leiharbeit gegenüber einer Festeinstellung kosteneffizient ist. Im Anschluss daran werden die Motive der reaktiven Nutzung diskutiert.

3.3.1 Kostenanreiz

Motive der reaktiven Nutzung begründen typischerweise einen zeitlich begrenzten Bedarf an zusätzlichen Arbeitskräften. Erwartet die Geschäftsführung lediglich einen vorübergehenden Personalbedarf oder herrscht Unsicherheit über die voraussichtliche Bedarfsdauer, scheut der Betrieb aufgrund der Anpassungskosten (vorerst) die unbefristete Bindung an einen Mitarbeiter (vgl. z. B. Hagen/Boockmann 2002: 200). Gegenüber einer Festeinstellung lohnt sich der Einsatz von Leiharbeit für eine begrenzte Dauer nur dann, wenn die Kosten der Leiharbeit (unter Annahme identischer Arbeitsproduktivitäten) unterhalb der Kosten einer Festeinstellung liegen.⁶

Vergleicht man die Kosten der Leiharbeit mit denen einer Festeinstellung, sind neben der Entleihgebühr und den Arbeitskosten eines Stammbeschäftigten auch die jeweils anfallenden Anpassungskosten, d. h. die Kosten für die Beschaffung und Freisetzung von Personal, zu berücksichtigen (vgl. z. B. Crimmann/Lehmann 2012). Im

⁶Vor dem Hintergrund, dass Betriebe im Falle der strategischen Nutzung Leiharbeit in der Regel dauerhaft intensiv nutzen, werden die Kosten der Leiharbeit im Weiteren allein mit den Kosten einer unbefristeten Einstellung verglichen. Es sei jedoch angemerkt, dass der Anreiz, Leiharbeit einzusetzen, auch von den zu erwartenden Kosten abhängt, die für interne und andere externe Flexibilitätsinstrumente anfallen (vgl. Hagen/Boockmann 2002: 203, Jahn 2005a: 397). Ist der Bedarf an zusätzlichen Arbeitskräften zeitlich begrenzt, sind die Kosten der Leiharbeit insbesondere mit den Kosten einer befristeten Beschäftigung zu vergleichen; siehe Schwaab (2009: 45 ff.) für einen Kostenvergleich.

Gegensatz zur Höhe der Arbeitskosten ist der Umfang der Anpassungskosten bei einer Festeinstellung mit Unsicherheiten verbunden (vgl. Crimmann et al. 2009: 10). Hierzu zählt etwa das Risiko, dass sich der neue Mitarbeiter als ungeeignet erweist oder sich Kosten einer betriebsbedingten Entlassung durch Gerichtsverfahren und Abfindungszahlungen erhöhen. Beim Einsatz von Leiharbeit ist die Höhe der Entleihgebühr bekannt. Kosten und Risiken, die bei der Beschaffung und Freisetzung des Leihbeschäftigten entstehen, schätzen Crimmann/Lehmann (2012) als sehr gering ein, da sie weitestgehend vom Verleiher getragen werden. Dieser ist auch zum Ersatz bzw. zum Austausch verpflichtet, wenn ein Leihbeschäftigter krankheitsbedingt ausfällt oder sich als ungeeignet erweist (vgl. Crimmann/Lehmann 2012).

Dass durch den Einsatz von Leiharbeit Anpassungskosten in beachtlichem Umfang eingespart werden können, zeigen Crimmann/Lehmann (2012) auf Basis einer Fallstudie, die sie in einem mittelständischen Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes durchführen. Vereinfacht wird hierbei davon ausgegangen, dass die Entleihgebühr und die Arbeitskosten eines Stammbeschäftigten auf einem einheitlichen Niveau liegen und Leih- und Stammbeschäftigte gleich produktiv sind. Bei einer Einsatzdauer von drei Monaten schätzen Crimmann/Lehmann (2012) die durchschnittliche Kostenersparnis auf knapp 20 Euro pro geleistete Arbeitsstunde. Je länger der Einsatz andauert, umso weniger fallen die über die Einsatzzeit verteilten Anpassungskosten ins Gewicht. Crimmann/Lehmann (2012) gehen jedoch davon aus, dass sich selbst bei einer Einsatzdauer von drei Jahren die Kostenersparnis noch auf knapp fünf Euro pro Arbeitsstunde beläuft. Folglich bliebe der Anreiz, den temporären Bedarf an zusätzlichen Arbeitskräften über die Leiharbeit abzudecken, auch dann bestehen, wenn die Entleihgebühr den Umfang der Arbeitskosten eines Stammbeschäftigten übersteigt. Für eine Einsatzdauer von sechs Monaten ermitteln Crimmann/Lehmann (2012), dass die vorübergehende Festeinstellung eines Facharbeiters mit höheren Kosten verbunden ist, solange die Entleihgebühr das 1,5-fache der Arbeitskosten eines Stammbeschäftigten nicht übersteigt.

Neben den Kosten der Personalbeschaffung und -freisetzung vergleichen Crimmann/Lehmann (2012) weitere Kosten, die insbesondere die Führung, die Überwachung sowie die Weiterbildung eines Beschäftigten betreffen. Nach Einschätzung der Autoren unterscheiden sich Kosten, die für den Einsatz und die Entwicklung von Personal anfallen, kaum zwischen Stamm- und Leihbeschäftigten. Hierbei ist allerdings zu berücksichtigen, dass der Einsatz von Leiharbeit zu deutlichen Kosteneinsparungen bei der Personalverwaltung führen kann (vgl. z. B. Nollen 1996: 577f., Rudolph 2003: 23). Im Falle eines zeitlich begrenzten Einsatzes ist es zudem fraglich, ob Leihbeschäftigten in gleichem Umfang wie Stammbeschäftigten Weiterbildungsmaßnahmen gewährt werden (vgl. z. B. Moser/Galais 2009: 55f.).

3.3.2 Abfederung von Produktionsschwankungen

Das wohl bedeutendste Motiv für den reaktiven Einsatz von Leiharbeit ist die Anpassung der Beschäftigung an die betriebliche Auftragssituation. Leiharbeitskräfte können eingesetzt werden, um Spitzen in der Produktion aufzufangen oder um Phasen der Unsicherheit über die zukünftige Auftragslage zu überbrücken.

Neoklassische Modelle mit dualen Arbeitsmärkten zeigen, wie sich Unsicherheiten auf den Absatzmärkten auf die betriebliche Nachfrage nach permanent und temporär Beschäftigten auswirken (vgl. z. B. Rebitzer/Taylor 1991, Saint-Paul 1996). Die temporäre Beschäftigung übernimmt hier die Funktion einer Randbelegschaft, deren Größe an die betriebliche Produktionsauslastung angepasst werden kann, ohne dass dabei Anpassungskosten entstehen (zum Modell von Rebitzer/Taylor 1991 vgl. auch Abschnitt 3.4.2). Neuere Modelle basieren auf dem Such- und Matching-Ansatz, mit dem zugleich arbeitsmarkttypische Friktionen berücksichtigt werden können (vgl. z. B. Berton/Garibaldi 2012, Cahuc et al. 2012). Herauszustellen ist der Ansatz von Cahuc et al. (2012). Die Nachfrage nach temporär und permanent Beschäftigten hängt hier sowohl von der Höhe kündigungsschutzbedingter Entlassungskosten als auch von Produktnachfrageschocks ab, die sich in ihrer Verweildauer unterscheiden. Damit kann der Zeitraum berücksichtigt werden, der zur Erfüllung von Auf-

trägen benötigt wird und der sich in der Dauer des Bedarfs an zusätzlichen Arbeitskräften widerspiegelt. Im Modell führen Produktionsschwankungen nur dann zu einer Nachfrage nach (weniger produktiven) temporär Beschäftigten, wenn die Entlassung permanent Beschäftigter mit hinreichend hohen Kosten verbunden ist.

Empirisch ist belegt, dass Leiharbeit ein wichtiges Instrument darstellt, um Fluktuationen in der Produktion auszugleichen. Dies zeigen zum einen Auswertungen von Unternehmens- und Betriebsbefragungen. So ergibt die Auswertung der in der Welle 2010 des IAB-Betriebspanels enthaltenen Sonderfragen zu den betrieblichen Einsatzgründen, dass die Mehrheit der Einsatzbetriebe Leiharbeit vor allem wegen der schnellen Verfügbarkeit zusätzlicher Arbeitskräfte oder aufgrund des zeitlich begrenzten Bedarfs einsetzt, etwa zur Abdeckung von Auftragsspitzen (vgl. Hirsch/Müller 2012). Jeder zehnte Einsatzbetrieb gibt als wichtigstes Motiv die Unsicherheit über die wirtschaftliche Lage an. Auch andere, darunter branchenbezogene Betriebs- und Unternehmensbefragungen zeigen auf, dass Leiharbeit hauptsächlich aufgrund des durch Auslastungsschwankungen hervorgerufenen Flexibilitätsbedarfs eingesetzt wird (vgl. z.B. Lichtblau et al. 2011, Ragnitz 2008, Dudenhöffer/Büttner 2006).

Darüber hinaus stellen mikroökonomische Arbeiten überwiegend einen positiven Zusammenhang zwischen Produktionsschwankungen und der Nachfrage nach Leiharbeit fest. Dass sowohl tatsächliche als auch erwartete Umsatzänderungen mit einer signifikant höheren Wahrscheinlichkeit der Leiharbeitsnutzung verbunden sind, zeigen Hagen/Boockmann (2002). Promberger (2006: 73 ff.) stellt zudem eine höhere Nutzungsintensität in Betrieben fest, die von Produktionsschwankungen betroffen sind. Bohachova/Einsele (2008) finden für Betriebe, die einen Anstieg des Geschäftsvolumens erwarten, einen positiven Effekt auf die Anzahl der Leihbeschäftigten. Hingegen weisen die Ergebnisse von Pfeifer (2006) und Seifert/Brehmer (2008) nicht darauf hin, dass Fluktuationen in der Produktion oder unsichere Geschäftsaussichten für das Ausmaß der betrieblichen Leiharbeitsnutzung entscheidend sind. Basierend auf Betriebsdaten mehrerer europäischer Staaten zeigen Dräger/Marx (2012), dass Produktionsschwankungen in Ländern mit schwach regu-

lierten Arbeitsmärkten keinen Effekt auf die Wahrscheinlichkeit haben, Leihbeschäftigte einzusetzen. Dagegen zeigt sich für Länder mit relativ rigidem Kündigungsschutz, dass Betriebe Leiharbeit signifikant häufiger nachfragen, wenn sie Auslastungsschwankungen erwarten.⁷ Für die USA zeigen Vidal/Tigges (2009) und Houseman (2001), dass Betriebe, die von saisonalen Schwankungen betroffen sind, Leiharbeit häufiger und intensiver nutzen. Ono/Sullivan (2008) stellen fest, dass neben Fluktuationen in der Produktion auch Unsicherheiten bezüglich der zukünftigen Auslastung mit einer stärkeren Leiharbeitsnutzung verbunden sind.

3.3.3 Überbrückung von Personalproblemen

Leiharbeit kann auch dazu dienen, kurzfristig feste Mitarbeiter zu ersetzen, wenn diese etwa aufgrund von Krankheit, Urlaub oder Elternzeit vorübergehend nicht zur Verfügung stehen (vgl. Abraham 1988). Darüber hinaus können Leihbeschäftigte auch im Zuge betrieblicher Umstrukturierungen, beispielsweise infolge von Sachinvestitionen, nachgefragt werden. So lassen sich speziell qualifizierte Fachkräfte über die Leiharbeit akquirieren, die möglicherweise projektbezogen und deshalb lediglich vorübergehend benötigt werden (vgl. Hagen/Boockmann 2002: 200). Umgekehrt können Leiharbeitskräfte auch die regulären Tätigkeiten von Stammbeschäftigten übernehmen, wenn letztere für die Umgestaltung des Produktionsprozesses benötigt werden (vgl. Promberger 2006: 84 f.).

Aus den Schätzergebnissen von Hagen/Boockmann (2002) und Bohachova/Einsele (2008) geht hervor, dass Fehlzeiten von Stammbeschäftigten keinen erkennbaren Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit bzw. die Anzahl der betrieblichen Leihbeschäftigten haben.⁸ Hinsichtlich des Einsatzes im Zuge von betrieblichen Umstrukturie-

⁷Mit ihren Ergebnissen bestätigen Dräger/Marx (2012) wesentliche Implikationen des Modells von Cahuc et al. (2012).

⁸Hagen/Boockmann (2002) und Bohachova/Einsele (2008) verwenden die Daten des IAB-Betriebspanels. Bohachova/Einsele (2008: 28) führen die mangelnde Signifikanz bezüglich der Fehlzeiten darauf zurück, dass Betriebe bei länger andauernden und planbaren Fehlzeiten, wie etwa der Elternzeit, möglicherweise eher auf befristete Arbeitsverhältnisse als auf Leiharbeit zurückgreifen. Promberger (2006: 57) weist darauf hin, dass die stichtagsbezogenen Informationen des IAB-Betriebspanels zur Anzahl der Leiharbeitskräfte mit einer Unterschätzung der Einsätze

rungen finden Hagen/Boockmann (2002), nicht jedoch Pfeifer (2006) eine erhöhte Einsatzwahrscheinlichkeit in Betrieben vor, die in Informations- und Kommunikationstechnologien investieren. Hinweise für die Relevanz von investitionsbedingten Umstrukturierungen zeigen sich auch bei Promberger (2006: 73 ff.). Er stellt darüber hinaus fest, dass sowohl Änderungen der Produktionsstruktur als auch die Einführung von Innovationen einen positiven Effekt auf die Nachfrage nach Leiharbeit haben.⁹

3.3.4 Personalrekrutierung

Leiharbeit kann auch der Erprobung und Gewinnung neuer Arbeitskräfte dienen (Screening-Funktion). In diesem Zusammenhang vertreten Miegel et al. (2007: 15) die Auffassung, dass die übliche Probezeit bei Festeinstellungen zu kurz sei, um die Eignung des Beschäftigten feststellen zu können. Die Rekrutierung von Leiharbeitskräften, die ihre Fähigkeiten bereits unter Beweis stellen konnten, verringert zum einen die Kosten für die Personalsuche, zum anderen lässt sich die Personalauswahl und damit die betriebliche Arbeitsproduktivität verbessern. Das Such- und Matching-Modell von Cahuc/Postel-Vinay (2002) beschreibt die Übernahme erprobter Leiharbeitskräfte in unbefristete Arbeitsverhältnisse und zeigt auf, dass der Einsatz von Leiharbeit aufgrund der verbesserten Matching-Effizienz zu einer Steigerung der Unternehmensgewinne führt. Darüber hinaus kann Leiharbeit auch im Falle eines Fachkräftemangels genutzt werden (vgl. Hagen/Boockmann 2002: 200 f.). Sind Bewerber mit bestimmten Qualifikationen auf dem Arbeitsmarkt nicht verfügbar, können Leiharbeitskräfte zur Erprobung und zugleich zur Überbrückung der Zeit bis zur Besetzung der Stelle eingesetzt werden.

Auswertungen verschiedener Unternehmens- bzw. Betriebsbefragungen zeigen übereinstimmend, dass die Personalgewinnung zwar ein wichtiges Motiv für den Ein-

in kleinen Betrieben verbunden sind, die insgesamt seltener und mit kürzerer Einsatzzeit auf Leiharbeit zurückgreifen als große Betriebe (vgl. Promberger 2006: 57).

⁹Für US-amerikanische Betriebe zeigt Houseman (2001), dass Fehlzeiten und speziell benötigte Qualifikationen häufig als Gründe für den Einsatz von Leiharbeit angegeben werden.

satz von Leiharbeit ist, relativ zur schnellen und flexiblen Anpassung der Beschäftigung an die Produktionsauslastung jedoch eine weitaus geringere Rolle spielt (vgl. Lehmann et al. 2012, Hirsch/Müller 2012, Lichtblau et al. 2011). Für einen Zusammenhang zwischen dem Einsatz von Leiharbeit und einem betrieblichen Fachkräftemangel lassen sich auf Grundlage der Ergebnisse von Lichtblau et al. (2011) keine Anhaltspunkte finden.¹⁰ Lichtblau et al. (2011: 29 f.) zeigen auf, dass der Anteil der Unternehmen, die Leiharbeit zur Erprobung qualifizierter Fachkräfte nutzen, nicht wesentlich über dem Anteil derer liegt, die Leiharbeit in erster Linie zur Erprobung von Beschäftigten im Helferbereich einsetzen.

Die Ergebnisse der mikroökonomischen Arbeiten von Bohachova/Einsele (2008) und Promberger (2006: 73 ff.) können zumindest als Hinweis für die Relevanz des Rekrutierungsmotivs gewertet werden.¹¹ So stellt Promberger (2006: 73 ff.) für Betriebe, die kurzfristig Arbeitskräfte suchen, eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit und Intensität der Leiharbeitsnutzung fest. Bohachova/Einsele (2008) finden eine stärkere Nachfrage nach Leiharbeitskräften in Betrieben vor, die Stellenbesetzungsprobleme erwarten. Dass zwischen der Nutzungsintensität und der Übernahme von Leihbeschäftigten in die Stammbesetzung ein positiver Zusammenhang besteht, zeigen Seifert/Brehmer (2008).¹²

¹⁰Die bivariaten Auswertungen von Lichtblau et al. (2011) basieren auf einer repräsentativen Befragung von Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes und der unternehmensnahen Dienstleistungen.

¹¹Zum Umfang der Übernahmen siehe Abschnitt 2.4.

¹²Für Betriebe in den USA ist belegt, dass bei Rekrutierungsschwierigkeiten auf Leiharbeit zurückgegriffen wird (vgl. Vidal/Tigges 2009, Houseman 2001).

3.4 Motive der strategischen Nutzung

Im Folgenden wird erläutert, unter welchen Voraussetzungen eine strategische Nutzung zu Kosteneinsparungen führen kann. Anschließend werden mögliche Motive der strategischen Nutzung herausgearbeitet.

3.4.1 Kostenanreiz

Aus betriebswirtschaftlicher Sicht lohnt sich ein strategischer Einsatz von Leiharbeit, wenn die Kosten für eine Leiharbeitskraft nicht allein für temporäre, sondern auch für zeitlich unbegrenzte Einsätze geringer sind als die Summe der Arbeits- und Anpassungskosten, die für einen Stammbeschäftigten anfallen.¹³ Ein temporärer Leiharbeitseinsatz kann gegenüber einer Festeinstellung aufgrund der eingesparten Anpassungskosten auch dann kostenminimal sein, wenn die für einen Leihbeschäftigten zu entrichtende Entleihgebühr über den Arbeitskosten eines Stammbeschäftigten liegt. Demgegenüber ist (für den Fall identischer Arbeitsproduktivitäten) ein dauerhafter Leiharbeitseinsatz nur dann mit Kostenvorteilen verbunden, wenn die Entleihgebühr die Arbeitskosten nicht übersteigt.

Die Höhe der Entleihgebühr untersuchen Promberger (2006: 49 f.) und Ammermüller et al. (2003) basierend auf Befragungen in Verleihunternehmen. Promberger (2006: 49 f.) gelangt zu dem Ergebnis, dass die Entleihgebühr für Geringqualifizierte etwa dem Doppelten des Bruttolohns eines Leihbeschäftigten entspricht. Für besser qualifizierte Leihbeschäftigte fällt die Entleihgebühr etwas höher aus. Ammermüller et al. (2003) gelangen zu ähnlichen Ergebnissen. Vergleicht man auf dieser Basis die Höhe der Entleihgebühr mit den Arbeitskosten eines Stammbeschäftigten, ist erstens zu berücksichtigen, dass das tarifliche Bruttoentgelt eines Leihbeschäftigten im Nied-

¹³Kosten, die dem Einsatzbetrieb für die Beschaffung und Freisetzung eines Leihbeschäftigten entstehen, werden als gering eingeschätzt (vgl. Abschnitt 3.3.1) und sollen an dieser Stelle vernachlässigt werden. Ferner werden Einsparungen, die sich beim Einsatz von Leiharbeit durch einen geringeren Personalverwaltungsaufwand ergeben, im Weiteren nicht betrachtet, obgleich deren Höhe im Falle einer strategischen Leiharbeitsnutzung unter Umständen beachtlich sein kann (vgl. Schwaab 2009: 43 f.).

rigqualifikationsbereich um bis zu 50 % unterhalb des Entgelts liegt, das Stammbeschäftigte in den Einsatzbetrieben erhalten (vgl. dazu Abschnitt 2.4). Zweitens bemisst sich die Entleihgebühr nach der geleisteten Arbeitszeit des Leihbeschäftigten. Die weiteren Lohnkosten für nicht geleistete Arbeit (und damit auch das Risiko der Lohnfortzahlung im Krankheitsfall) sowie die Personalzusatzkosten trägt der Verleiher.¹⁴

Promberger (2006: 49 f.) kommt zu dem Schluss, dass sich zumindest beim Einsatz von Leihbeschäftigten für un- und angelernte Tätigkeiten Kostenvorteile gegenüber einer Festeinstellung ergeben. Nach Einschätzung von Ammermüller et al. (2003) ist die Höhe der Entleihgebühr für den überwiegenden Teil aller Leiharbeitskräfte unterhalb der Kosten einer Festeinstellung anzusiedeln. Kostenvorteile der Leiharbeit im Helferbereich finden auch Lehmann et al. (2012: 11, 14), deren Auswertungen auf einer (nicht repräsentativen) Unternehmensbefragung innerhalb des Verarbeitenden Gewerbes basieren.¹⁵

3.4.2 Verringerung der Arbeitskosten

Ein strategischer Einsatz von Leiharbeit kann direkt durch eine Verringerung der Arbeitskosten motiviert sein (vgl. z. B. Jahn 2005a: 399, Miegel et al. 2007: 13 f., Mitlacher 2007: 587, Promberger 2006: 104). Hierbei ist anzumerken, dass die Entleihgebühr aus buchhalterischer Sicht nicht den Arbeits- bzw. Personalkosten, sondern den Sach- und Materialkosten zugerechnet wird. Damit wird streng genommen

¹⁴Schröder (2012) untersucht die Zusammensetzung der Arbeitskosten und kommt zu dem Ergebnis, dass je nach Branche zwischen 74 und 78 % des Bruttolohns auf das Direktentgelt entfällt, das neben den Kosten für die geleistete Arbeit auch die leistungs- und gewinnabhängigen Lohnbestandteile enthält. Der übrige Teil des Bruttolohns umfasst Kosten, denen keine geleistete Arbeit gegenüber steht, etwa Kosten für Jahressonderzahlungen, Lohnfortzahlungen im Krankheitsfall sowie für urlaubsbedingten Arbeitsausfall. Die Arbeitskosten erhöhen sich um weitere Personalzusatzkosten, zu denen vor allem die Beiträge zur Sozialversicherung und Kosten der betrieblichen Altersvorsorge gehören. Den Umfang dieser Personalzusatzkosten schätzt Schröder (2012) auf etwa ein Drittel des Bruttolohns.

¹⁵Durch die seit November 2012 geltenden Branchenzuschläge dürften sich betriebliche Kostenvorteile der Leiharbeit in den betreffenden Einsatzbranchen erheblich verringern (vgl. auch Abschnitt 2.2). Da sich die empirischen Analysen, die im Rahmen dieser Arbeit durchgeführt werden, auf den Zeitraum 2002-2011 beziehen, werden die vereinbarten Lohnzuschläge nicht in den Kostenvergleich einbezogen.

keine Verringerung der Arbeitskosten sondern ein Austausch von Personal- durch geringere Sachkosten angestrebt.

Kostenvorteile der Leiharbeit basieren insbesondere auf der niedrigeren Entlohnung von Leih- gegenüber Stammbeschäftigten. Lohnunterschiede zwischen beiden Beschäftigtengruppen sind aus ökonomischer Sicht begründbar, wenn Leiharbeit temporär eingesetzt wird. So können Lohnabschläge damit erklärt werden, dass Leihbeschäftigte über ein geringeres firmenspezifisches Humankapital verfügen als Stammbeschäftigte und daher eine geringere Arbeitsproduktivität aufweisen (vgl. Nollen 1996). Es ist jedoch davon auszugehen, dass sich Leihbeschäftigte insbesondere im Niedrigqualifikationsbereich im Laufe ihres Einsatzes betriebsspezifisches Wissen aneignen und sich ihre Produktivität nach einer gewissen Einsatzdauer angleicht.

Eine ungleiche Entlohnung mag darüber hinaus aus der exklusiven Zahlung von Effizienzlöhnen an Stammbeschäftigte resultieren, um sie zu einer höheren Arbeitsproduktivität zu motivieren und sie langfristig an den Betrieb zu binden (vgl. Houseman 2001: 10). Dieser Anreizmechanismus würde bei Leihbeschäftigten ins Leere laufen, wenn diese lediglich kurzzeitig im Betrieb benötigt werden (vgl. Boockmann/Hagen 2005: 309). Das duale Arbeitsmarktmodell von Rebitzer/Taylor (1991) beschreibt die simultane Nachfrage nach permanent und temporär Beschäftigten und zeigt insbesondere, dass durch den Einsatz von Leiharbeit das Effizienzlohnniveau verringert werden kann.¹⁶

Dass eine zunehmende Lohndifferenz zwischen beiden Beschäftigtengruppen zu einer Substitution von Stamm- durch Leihbeschäftigte führt, impliziert das Such- und Matching-Modell von Pfleger (2011: 247 ff.). Demnach sind Lohnsteigerungen

¹⁶Rebitzer/Taylor (1991) verwenden den Shirking-Ansatz, um die simultane Nachfrage nach permanent und temporär Beschäftigten zu modellieren. Hierbei wird angenommen, dass der Leistungsanreiz permanent Beschäftigter sinkt, je wahrscheinlicher ihre Entlassung ist. Entlassungen sind jedoch nicht nur aufgrund geringer Arbeitsleistungen möglich, sondern finden auch bei Schwankungen der Produktionsauslastung statt. Um permanent Beschäftigte zur Leistung anzuspornen und die Opportunitätskosten einer Kündigung zu erhöhen, erhalten sie einen Lohnaufschlag. Um Fluktuationen in der Produktion auszugleichen, werden temporär Beschäftigte eingesetzt, die diesen Zuschlag nicht erhalten. Dadurch verringert sich die Wahrscheinlichkeit, dass permanent Beschäftigte entlassen werden. Entsprechend ist für ein gegebenes Leistungsniveau ein niedrigerer Lohnaufschlag erforderlich.

zugunsten regulär Beschäftigter zum einen mit Entlassungen verbunden, zum anderen sinkt die Anzahl der Stellenausschreibungen für diese Beschäftigungsform. Demgegenüber steigt die Nachfrage nach Leiharbeit, so dass die Verringerung der regulären Beschäftigung teilweise durch den Einsatz von Leiharbeitskräften kompensiert wird.

Verschiedene Unternehmens- bzw. Betriebsbefragungen ergeben übereinstimmend, dass das Motiv der Arbeitskostensenkung in seiner Bedeutung zwar weit hinter den Motiven der reaktiven Nutzung rangiert, jedoch für eine nicht unbeachtliche Minderheit relevant ist (vgl. Lehmann et al. 2012: 7 für das Verarbeitende Gewerbe, Dudenhöffer/Büttner 2006: 33 für die Automobilindustrie, Lichtblau et al. 2011). So geht aus der repräsentativen Befragung von Lichtblau et al. (2011: 28 ff.) hervor, dass die Verringerung der Arbeitskosten für ein Drittel der Unternehmen im Bereich des Verarbeitenden Gewerbes und der unternehmensnahen Dienstleistungen ein (sehr) wichtiges Motiv für den Einsatz von Leiharbeit ist.¹⁷

Die mikroökonomischen Untersuchungen von Baumgarten et al. (2012b) und Seifert/Brehmer (2008) berücksichtigen den Einfluss der Entlohnung von Stammbeschäftigten auf die Leiharbeitsnachfrage. Während Baumgarten et al. (2012b: 38 f.) keinen signifikanten Effekt des betrieblichen Lohnniveaus auf die Einsatzwahrscheinlichkeit finden, zeigen Seifert/Brehmer (2008), dass Betriebe eine geringere Nutzungsintensität aufweisen, wenn die eingesetzten Leihbeschäftigten gemäß der Einschätzung der befragten Betriebsräte gleich oder besser entlohnt werden.¹⁸ Für Betriebe in den USA ist die Bedeutung der Entlohnung für die betriebliche Leiharbeitsnachfrage detaillierter untersucht worden. So gelangt Houseman (2001) zu dem Ergebnis, dass freiwillige Lohnzusatzleistungen, die Stammbeschäftigten gewährt werden, sowohl die Häufigkeit als auch die Intensität der Nutzung erhöhen. Ono/Sullivan (2008) finden hingegen jeweils einen negativen Effekt des betrieblichen

¹⁷Bei der im Rahmen der Welle 2010 des IAB-Betriebspanels durchgeführten Befragung zu den betrieblichen Gründen der Leiharbeitsnutzung wurde das Arbeitskostenmotiv nicht berücksichtigt.

¹⁸Pfeifer (2006) untersucht den Einfluss der übertariflichen Entlohnung auf die Einsatzwahrscheinlichkeit (siehe Abschnitt 3.5.2).

Lohnniveaus und gewährter Lohnzusatzleistungen. Davis-Blake/Uzzi (1993) stellen keinen signifikanten Einfluss von freiwilligen Lohnzusatzleistungen auf die Leiharbeitsnachfrage fest.¹⁹

Die Fallstudien von Holst et al. (2010) und Promberger (2006: 89 ff.) belegen, dass Leiharbeit intensiv bzw. strategisch zur Verringerung der Arbeitskosten eingesetzt wird, insbesondere um die Zahlung hoher Tarifföhne zu umgehen (vgl. dazu Abschnitt 3.5.2). Beide Arbeiten stellen zudem fest, dass der strategische Einsatz auf einzelne Betriebsbereiche beschränkt ist, die keine oder nur geringe Qualifikationen erfordern, wie etwa der Montage- oder der Logistikbereich. Zum Teil werden die einfachen Tätigkeiten in diesen Bereichen fast ausschließlich von Leihbeschäftigten ausgeführt.

Die Ergebnisse der mikroökonomischen Analysen von Promberger (2006: 73 ff.) und Bohachova/Einsele (2008) bestätigen, dass sich mit steigendem Anteil an Hochqualifizierten die Nutzungsintensität bzw. die Anzahl der Leiharbeitskräfte im Betrieb signifikant verringert. Hingegen findet Pfeifer (2006) für niedersächsische Betriebe keinen erkennbaren Einfluss des Anteils gering Qualifizierter auf die Intensität der Nutzung.

3.4.3 Vermeidung von Entlassungskosten

Hohe Entlassungskosten können infolge betriebsbedingter Kündigungen entstehen, wenn diese mit einer verpflichtenden Sozialauswahl, Abfindungszahlungen oder arbeitsgerichtlichen Auseinandersetzungen verbunden sind.²⁰ Zudem ist der Arbeitgeber bis zum Ende der Kündigungsfrist zur Lohnzahlung verpflichtet, auch wenn die betroffenen Beschäftigten nicht mehr benötigt werden. Bei betriebsbedingten

¹⁹Mitlacher (2007), der im Rahmen von Fallstudien die betrieblichen Einsatzmotive in den USA und Deutschland untersucht, schätzt die Bedeutung des Arbeitskostenmotivs für Betriebe in Deutschland als relativ gering ein.

²⁰Für eine detaillierte Darstellung der Entlassungskosten und ihrer Höhe siehe z. B. Crimmann/Lehmann (2012) und Jahn (2005b).

Kündigungen ist deshalb davon auszugehen, dass die Entlassungskosten den Hauptteil der Anpassungskosten ausmachen.

Bei der Entscheidung über den Einsatz von Leiharbeit dürften die Kosten für betriebsbedingte Kündigungen eine beachtliche Rolle spielen (vgl. Abschnitt 3.5.1). Wird Leiharbeit aus reaktiven Gründen genutzt, ist davon auszugehen, dass sich die Zahl der Stammbeschäftigten an der Normalauslastung der Produktionsanlagen ausrichtet. Damit nimmt der Betrieb ein gewisses Risiko in Kauf, im Falle eines Nachfragerückgangs Personal abbauen zu müssen und die Entlassungskosten zu tragen. Dass die Minimierung dieses Kostenrisikos Zielstellung einer strategischen Leiharbeitsnutzung sein kann, belegen die Fallstudien von Holst et al. (2009) und Promberger (2006: 89 ff.). Holst et al. (2009: 42) zeigen auf, dass sich die Größe der Stammbeslegschaft in Betrieben mit strategischer Nutzung an einer niedrigen Produktionsauslastung orientiert. Leiharbeitskräfte werden ergänzend eingesetzt und können im Falle eines Auftragseinbruchs kurzfristig und ohne weitere Kosten freigesetzt werden. Zu ähnlichen Ergebnissen gelangt Promberger (2006: 104 ff.). Der Autor findet Betriebe mit dauerhaft intensiver Leiharbeitsnutzung vor, die sich eine kurzfristige Verlagerung von Teilen der Produktion in Länder mit vergleichsweise geringen Arbeitskosten vorbehalten, indem sie in den entsprechenden Produktionsbereichen fast ausschließlich Leiharbeitskräfte einsetzen (vgl. auch Abschnitt 3.4.5). Relevant sind neben den Kosten für betriebsbedingte Kündigungen auch die Alternativkosten einer Weiterbeschäftigung. So ergeben die Untersuchungen von Promberger (2006: 104) auch, dass Betriebe mit dauerhaft intensiver Nutzung den Anteil der Leihbeschäftigten auf einem hohen Niveau halten, um das unternehmerische Beschäftigungsrisiko zu verringern. Entgeltzahlungen, denen etwa aufgrund mangelnder Aufträge keine Arbeitsleistung gegenübersteht, sollen auf diese Weise vermieden werden.

3.4.4 Steigerung des Unternehmenswerts

Holst et al. (2010) betrachten die strategische Nutzung von Leiharbeit auch als Ergebnis einer zunehmenden Kapitalmarktorientierung der Unternehmen und der damit verbundenen Zielstellung, den Marktwert des unternehmerischen Eigenkapitals (Unternehmenswert oder Shareholder Value) zu erhöhen. Theoretisch lassen sich drei verschiedene Wirkungsmechanismen abgrenzen, durch die im Zuge einer strategischen Nutzung der Unternehmenswert gesteigert werden kann. Wird ein Teil der Stammebelegschaft durch Leiharbeitskräfte ersetzt, erhöht sich der Shareholder Value erstens dann, wenn sich dadurch die betrieblichen Kosten reduzieren lassen. Zweitens können noch nicht realisierte Unternehmensgewinne, und damit zukünftige Dividendenzahlungen, gegen potenzielle Auftragseinbrüche abgesichert werden (vgl. Holst et al. 2009: 12 f.). Verschlechtert sich im konkreten Fall die Auftragslage, können Leiharbeitskräfte kurzfristig zum Verleiher zurückgeschickt werden, ohne dass Gewinn aufzehrende Entlassungskosten anfallen. Drittens ist im Hinblick auf die Beurteilung des Shareholder Value durch Anteilseigner und Analysten die bilanztechnische Bedeutung der Leiharbeit herauszustellen (vgl. Holst et al. 2009: 13). Wird Leiharbeit strategisch genutzt, lässt sich der viel beachtete fixe Personalaufwand reduzieren, während die Kosten für die Leiharbeitsnutzung als weniger beachteter variabler Materialaufwand verbucht werden. Dies kann zu einer Verbesserung der entsprechenden Unternehmenskennzahlen und damit zu einem Anstieg des Shareholder Value beitragen (vgl. auch Vanselow 2009: 9).

Eine zunehmende Shareholder-Value-Orientierung führen Holst et al. (2010: 12 f.) auf entsprechende Zielvorgaben der Eigenkapitalgeber zurück. Die Autoren teilen in diesem Zusammenhang die Auffassung des so genannten Finanzmarkt-Kapitalismus (vgl. Windolf 2005: 20 ff., Höpner 2003). Hierbei wird davon ausgegangen, dass das Eigenkapital in steigendem Maße von (ausländischen) Investment- und Pensionsfonds stammt, die aufgrund des eigenen Wettbewerbsdrucks einen möglichst hohen Fondsertrag anstreben und sich zu diesem Zweck als Anteilseigner vorrangig für einen kurzfristigen Unternehmenserfolg einsetzen. Handelt die Unternehmensleitung

im Interesse der Anteilseigner, werden solche Beschäftigungsverhältnisse bevorzugt nachgefragt, die mit niedrigen Kosten und einem geringen Beschäftigungsrisiko verbunden sind (vgl. Windolf 2005, Dörre 2009).²¹

Ein weiterer Erklärungsansatz für eine strategische Leiharbeitsnutzung, die aus einer Shareholder-Value-Orientierung resultiert, lässt sich aus der Prinzipal-Agent-Theorie ableiten (vgl. Jensen/Meckling 1976). Dem Prinzipal-Agent-Ansatz zufolge besteht in managergeführten, nicht aber in eigentümergeführten Unternehmen der Anreiz, ungeachtet des langfristigen zugunsten des kurzfristigen Unternehmenserfolgs zu entscheiden. So führt Beckmann (2000: 397 f.) eine Reihe von Problemlagen an, die ein Handeln des Managements (Agent) gegen die Interessen der Eigentümer (Prinzipal) zur Folge haben können. Beispielsweise besitzen Führungskräfte in der Unternehmensleitung ein Eigeninteresse an einer kurzfristigen Maximierung des Unternehmenswerts, wenn sie erfolgsabhängig entlohnt werden oder wenn sie beabsichtigen, sich als „bewährte“ Führungskraft in einem anderen Unternehmen zu bewerben.

Empirische Befunde zur Relevanz der Shareholder-Value-Orientierung für die betriebliche Leiharbeitsnachfrage sind rar. Die mikroökonomischen Untersuchungen von Promberger (2006: 73 ff.) zeigen auf, dass Betriebe in ausländischem Eigentum Leiharbeit zwar häufiger, nicht jedoch intensiver nutzen als inländische Betriebe. Dass Leiharbeit als Instrument zur Gewinnabsicherung gegen mögliche Auftragsrückgänge fungiert, belegen die Fallstudienresultate von Holst et al. (2009). Ohne weitere Unternehmensmerkmale, wie die Rechtsform oder die Eigentümerstruktur in ihre Betrachtung einzubeziehen, schlussfolgern die Autoren auf dieser Basis, dass Leiharbeit strategisch zur Steigerung des Unternehmenswerts genutzt wird. Als Hinweis für die Relevanz der Prinzipal-Agent-Theorie lassen sich die Ergebnisse von Kinkel/Lay (2012) werten. Die auf einer Unternehmensbefragung beruhenden bivariaten Auswertungen der Autoren zeigen auf, dass Leiharbeit in

²¹Für Dörre (2009: 39 ff.) liegt darin die wachsende Verbreitung von atypischen Beschäftigungsformen begründet. Er spricht in diesem Zusammenhang von der „Prekarisierung“ der Arbeitsverhältnisse.

eigentümergeführten Familienunternehmen des Verarbeitenden Gewerbes seltener und auch weniger intensiv eingesetzt wird als in ähnlich großen managergeleiteten Familienunternehmen.

3.4.5 Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit

Aufgrund der Intensivierung des weltweiten Handels und des damit verbundenen zunehmenden Wettbewerbs können Betriebe einem erhöhten Flexibilisierungs- und Kostensenkungsdruck ausgesetzt sein. Ein reaktiver Einsatz von Leiharbeit lässt sich mit dem Bedarf an einer schnellen und kostengünstigen Anpassung der Beschäftigung begründen (vgl. z.B. Jahn 2005a: 398, Promberger 2006: 75). Mit einer strategischen Nutzung kann darüber hinaus das Ziel verfolgt werden, einem wettbewerbsbedingten Kostendruck entgegenzuwirken. Nach Auffassung von Miegel et al. (2007: 27 ff., 37) verringert sich durch den Einsatz von Leiharbeit der Anreiz für Betriebe, in arbeitssparende Produktionsmethoden zu investieren oder den Produktionsstandort in Länder mit niedrigeren Arbeitskosten zu verlagern, da bestehende Wettbewerbsnachteile wie hohe Lohnkosten auf diese Weise kompensiert werden können.

Eine Intensivierung des Wettbewerbs dürfte jedoch nicht in allen Betrieben gleichermaßen einen höheren Flexibilisierungs- und Kostendruck auslösen. Gemäß Rodrik (1997) steigt aus gesamtwirtschaftlicher Sicht der Wettbewerbsdruck mit der Außenhandelsintensität eines Landes. Eine steigende Handelsoffenheit führt wiederum zu sinkenden Preissetzungsspielräumen und damit zu sinkenden Unternehmensgewinnen, möglicherweise auch zu einer steigenden Beschäftigungsvolatilität.²² Für die Mikroebene lässt sich daraus ableiten, dass vor allem exportorientierte Betriebe in einem wettbewerbsintensiven Umfeld agieren und einem höheren Flexibilisierungs- und Kostendruck ausgesetzt sind als nicht exporttätige Betriebe.

²²Die Volatilität der betrieblichen Beschäftigungsnachfrage kann ansteigen, wenn exogene Nachfrageschocks auf inländischen mit solchen auf ausländischen Absatzmärkten positiv korreliert sind (vgl. Barba-Navaretti/Venables 2004: 166). Auf Basis von amtlichen Unternehmensdaten zeigen Buch et al. (2009) für Deutschland, dass Umsatzzschwankungen mit steigendem Exportanteil tendenziell abnehmen, was auf eine negative Korrelation schließen lässt.

Gemäß der neueren Außenhandelsliteratur (vgl. z.B. Bernard et al. 2003, Melitz 2003) selektieren sich Betriebe entsprechend ihrer Produktivität in Exporteure und Nichtexporteure. Während Anbieter mit geringer Produktivität lediglich den heimischen Markt bedienen, agieren hoch produktive Betriebe auch auf ausländischen Absatzmärkten.²³ Da Betriebe dem internationalen Wettbewerb gleichermaßen ausgesetzt sind, führt eine Zunahme der Wettbewerbsintensität dazu, dass hochproduktive Exportbetriebe weitere Exportmärkte erschließen und ihren Umsatz und Gewinn steigern. Hingegen verlieren nicht exporttätige Betriebe ihre Marktanteile an produktivere ausländische Anbieter. Auf Grundlage dieses theoretischen Ansatzes lässt sich ableiten, dass sich Exporteure im internationalen Wettbewerb behaupten, während nicht exportierende Betriebe ihre preisliche Wettbewerbsfähigkeit nur dann erhalten, wenn sie dem Kostendruck nachgeben.

Im Rahmen mikroökonomischer Analysen wird die betriebliche Exporttätigkeit häufig als Indikator für das betriebliche Wettbewerbsumfeld herangezogen. Allein Baumgarten et al. (2012b: 38 f.) und Promberger (2006: 73 ff.) berücksichtigen die betriebliche Exportorientierung als mögliche Determinante der Leiharbeitsnachfrage. Sie zeigen auf, dass Exporteure Leiharbeit häufiger einsetzen als nicht exporttätige Betriebe. Promberger (2006: 73 ff.) stellt zudem fest, dass Leiharbeit in exporttätigen Betrieben in stärkerem Maße genutzt wird. Die qualitative Studie von Holst et al. (2009) zeigt auf, dass Intensivnutzerbetriebe Leiharbeit zur Kostensenkung einsetzen, um die betriebliche Wettbewerbsfähigkeit zu erhalten. Dass der Einsatz von Leiharbeit darüber hinaus als Alternative zur kostenbedingten Standortverlagerung betrachtet wird, belegen die Fallstudienresultate von Promberger (2006: 104 ff.) sowie die Auswertungen der Unternehmensbefragungen von Dudenhöffer/Büttner (2006) und Ragnitz (2008). So gibt die Mehrheit der von Dudenhöffer/Büttner (2006) befragten Automobil- und Zulieferunternehmen an, dass ein Teil der kostenbedingten Produktionsverlagerungen durch eine intensivere Leiharbeitsnutzung abgewendet werden könnte. Eine Umfrage von Ragnitz (2008) innerhalb

²³Empirisch bestätigt sich, dass die Selektion in Exporteure und Nichtexporteure auf die betriebliche Produktivität zurückzuführen ist (für Deutschland vgl. z.B. Arnold/Hussinger 2005, Wagner 2007).

der sächsischen Metall- und Elektroindustrie zeigt, dass jedes zweite Unternehmen mit hoher Nutzungsintensität eine Produktionsverlagerung ins Ausland in Betracht zieht, falls sich die Kosten für den Einsatz von Leiharbeit erhöhen.

3.5 Einfluss institutioneller Regelungen

Die Kosten der Leiharbeit sowie die Anpassungs- und Arbeitskosten einer Festeinstellung hängen auch von institutionellen Regelungen ab, die jeweils für Einsatzbetriebe und Verleiher gelten. Im Hinblick auf die Leiharbeitsnachfrage werden zumeist die Kündigungsschutzvorschriften, Tarifvereinbarungen und die betriebliche Mitbestimmung als wesentliche Einflussfaktoren genannt (vgl. z.B. Hagen/Boockmann 2002: 203, Mitlacher 2007: 595). Kündigungsschutzvorschriften beeinflussen den Umfang der Kosten, die bei der Entlassung eines Beschäftigten anfallen und können sich damit sowohl auf die Anpassungskosten einer Festeinstellung als auch auf die Höhe der Entleihgebühr auswirken. Tarifvereinbarungen können die Anpassungs- und Arbeitskosten von Leih- und Stammbeschäftigten beeinflussen und Bedingungen für den Einsatz von Leiharbeit enthalten. Betriebsräte können aufgrund ihrer Mitbestimmungsrechte die Anpassungskosten bei Festeinstellungen erhöhen und darüber hinaus ebenfalls Bedingungen für den Leiharbeitseinsatz aushandeln. Theoretische Ansätze und empirische Befunde zum Einfluss dieser institutionellen Faktoren auf die Leiharbeitsnachfrage werden im Folgenden kurz vorgestellt.

3.5.1 Kündigungsschutzvorschriften

Da die Höhe der Entlassungskosten entscheidend von den geltenden Kündigungsschutzvorschriften abhängt, wird häufig von einem positiven Zusammenhang zwischen der Rigidität des Kündigungsschutzes und der betrieblichen Nachfrage nach Leiharbeit ausgegangen (vgl. z.B. Burda/Kvasnicka 2006: 197, Jahn 2005a: 396 ff.). Im Vergleich zu anderen OECD-Ländern kann der in Deutschland geltende Kündigungsschutz als vergleichsweise rigide eingestuft werden (vgl. Venn 2009:

7). Mit den Kosten und Wirkungen des deutschen Kündigungsschutzes beschäftigt sich Jahn (2005b). Die Autorin kommt zu dem Ergebnis, dass hohe Entlassungskosten weniger aufgrund direkter Kosten wie der Zahlung von Abfindungen oder der Lohnfortzahlung entstehen, sondern vielmehr aus der Einhaltung umfangreicher Verfahrensvorschriften und den bestehenden Klagemöglichkeiten resultieren (vgl. Jahn 2005b: 295).

Theoretisch führt eine Zunahme des Kündigungsschutzes und ein damit verbundener Anstieg der Entlassungskosten nicht zwangsläufig zu einer stärkeren gesamtwirtschaftlichen Leiharbeitsnachfrage. Mithilfe des Such- und Matching-Ansatzes zeigen Baumann et al. (2011) und Pflieger (2011: 213 ff.), dass höhere Entlassungskosten den Anreiz steigern, anstelle von Festeinstellungen auf entlassungskostenfreie Leihbeschäftigte zurückzugreifen. Unter der Annahme, dass Verleihunternehmen ebenfalls an die Einhaltung der Kündigungsvorschriften gebunden sind, verringert sich allerdings die Beschäftigung in der Leiharbeit, wenn die Verleiher infolge höherer erwarteter Entlassungskosten die Entleihgebühr anheben (vgl. Baumann et al. 2011). Fallen Leihbeschäftigte nicht unter den Kündigungsschutz, etwa aufgrund befristeter Arbeitsverträge, führen höhere Entlassungskosten in beiden Modellen zu einem Beschäftigungsanstieg im Leiharbeitssektor (vgl. Baumann et al. 2011, Pflieger 2011). Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen Cahuc et al. (2012), die zusätzlich berücksichtigen, dass Einsatzbetriebe an die mit dem Verleiher vertraglich vereinbarte Entleihdauer gebunden sind und eine vorherige Auflösung Kosten verursacht.

Empirische Studien belegen, dass ein Anstieg des Kündigungsschutzes die Nachfrage nach temporärer Beschäftigung begünstigt. Hagen/Boockmann (2002) untersuchen für Deutschland, wie sich die Lockerung des Kündigungsschutzes in kleinen Betrieben auf die Nachfrage nach temporär Beschäftigten auswirkt. Die Autoren zeigen, dass die Anhebung der für eine Geltung erforderlichen Mindestbetriebsgröße zwar keinen erkennbaren Einfluss auf die Leiharbeitsnachfrage hat, aber mit einer geringeren Nachfrage nach befristet Beschäftigten in den betroffenen Betrieben ver-

bunden ist. Kahn (2010) untersucht mithilfe von Haushaltsdaten einiger EU-Staaten (darunter Deutschland), welchen Einfluss der für temporär Beschäftigte geltende Kündigungsschutz auf die Beschäftigung hat. Die Ergebnisse von Kahn (2010) deuten darauf hin, dass durch eine Lockerung des Kündigungsschutzes permanente Beschäftigungsverhältnisse durch temporäre verdrängt werden.²⁴ Für einige europäische Länder zeigen Dräger/Marx (2012), dass die Strenge der Kündigungsschutzvorschriften den betrieblichen Einsatz von Leiharbeit zum Ausgleich von Produktionsschwankungen begünstigt (vgl. Abschnitt 3.3.2). Für die USA weist Autor (2003) ein Wachstum der Leihbeschäftigung infolge strengerer Kündigungsschutzregelungen nach.

3.5.2 Tarifvereinbarungen

Obgleich tarifliche Vereinbarungen inzwischen häufig Öffnungsklauseln vorsehen, die ein Unterschreiten der Tarifstandards in Ausnahmefällen erlauben (vgl. Heinbach/Schröpfer 2007), wird der Anstieg der betrieblichen Leiharbeitsnachfrage häufig mit einer unzureichenden Lohn- und Beschäftigungsflexibilität in den tarifgebundenen Einsatzbetrieben begründet (vgl. z. B. Jahn 2005a: 399). Zum einen können Tarifvereinbarungen die Höhe der Anpassungskosten beeinflussen, die für Stammbeschäftigte anfallen. Zusätzliche Kosten entstehen beispielsweise für die Anpassung der Arbeitszeit oder der Mitarbeiterzahl, wenn Tarifvereinbarungen Zuschläge für Überstunden vorsehen oder Kündigungsschutzbestimmungen enthalten, die zugunsten der Beschäftigten über die gesetzlichen Vorschriften hinausgehen (vgl. Hagen/Boockmann 2002: 206, Bispinck/WSI-Tarifarchiv 2011). Über die Anpassungskosten hinaus wird zum anderen auch der Umfang der Arbeitskosten von tariflichen Regelungen beeinflusst. So weisen tarifgebundene Betriebe ein höheres Lohnniveau und eine geringere Lohnstreuung auf als Betriebe, die Arbeitsverträge individuell vereinbaren (vgl. z. B. Fitzenberger et al. 2013). Aus den Ergebnissen von Heinbach/Spindler (2007) geht darüber hinaus hervor, dass dieser Lohnvorsprung im

²⁴Einen Effekt auf die Gesamtbeschäftigung findet Kahn (2010) hingegen nicht.

unteren Bereich der Lohnverteilung besonders ausgeprägt ist und überwiegend auf die Tarifbindung selbst, weniger hingegen auf individuelle Leistungsmerkmale zurückzuführen ist. Da Tarifverträge lediglich Mindestvergütungen festlegen, steht es tarifgebundenen Betrieben frei, eine höhere und damit übertarifliche Entlohnung zu gewähren. Kohaut/Schnabel (2003) zeigen, dass etwa die Hälfte der tarifgebundenen Betriebe höhere Löhne zahlt, wobei im Verarbeitenden Gewerbe häufiger und auch in stärkerem Umfang übertariflich entlohnt wird.

Aus den Tarifverträgen, die in den Einsatzbranchen gelten, können höhere Kosten der Leiharbeit resultieren, wenn diese den Einsatz von Leiharbeitskräften reglementieren. So sehen tarifliche Vereinbarungen beispielsweise eine Begrenzung der Einsatzdauer oder eine höhere Entlohnung für Leihbeschäftigte vor (vgl. Bispinck/WSI-Tarifarchiv 2011: 25 f., Bispinck/WSI-Tarifarchiv 2012). Daneben bestehen Tarifverträge zwischen den Gewerkschaften einzelner Einsatzbranchen und den Arbeitgeberverbänden der Verleihbranche, die Lohnzuschläge für Leiharbeitskräfte und teilweise auch eine Beschränkung der Leiharbeitsnutzung beinhalten (vgl. Abschnitt 2.2). Für die Höhe der Entleihgebühr dürften vor allem die in der Verleihbranche bestehenden tariflichen Regelungen entscheidend sein, da sie sich auf den Umfang der für die Leihbeschäftigten anfallenden Arbeits- und Anpassungskosten auswirken können.²⁵

Neben dem Einfluss tariflich bedingter Kosten auf die Leiharbeitsnachfrage kann der Einsatz von Leiharbeit umgekehrt auch auf eine Schwächung der gewerkschaftlichen Verhandlungsmacht abzielen, um einen Anstieg der tariflich bedingten Kosten zu vermeiden. So führen Böheim/Zweimüller (2013) und Davis-Blake/Uzzi (1993: 201 f.) an, dass sich zukünftige Tariflohnsteigerungen abmildern lassen, wenn mit dem Abbau der Belegschaft bzw. einer Ausweitung der Leiharbeitsnutzung gedroht wird.

Die Fallstudien von Promberger (2006: 104 f.) und Holst et al. (2009) ergeben, dass die Tarifbindung eine dauerhaft intensive bzw. strategische Leiharbeitsnutzung be-

²⁵Die Tarifverträge der Verleihbranche erfassen fast alle in der Leiharbeit beschäftigten Arbeitnehmer (vgl. dazu Abschnitt 2.2).

günstigt. So kommt Promberger (2006: 104f.) zu dem Ergebnis, dass Leiharbeit typischerweise in jenen Branchen des Verarbeitenden Gewerbes dauerhaft intensiv zur Senkung der Lohnkosten genutzt wird, die hohe Tarifföhne vorsehen und deren Betriebe häufig übertariflich entlohnen.²⁶ Auch Holst et al. (2009) finden in den von ihnen untersuchten Einsatzbetrieben der Metall- und Elektroindustrie Anhaltspunkte dafür, dass die Zahlung von Tarifföhnen und vereinbarten Zuschlägen für Überstunden durch den intensiven Einsatz von Leiharbeit vermieden werden soll.

Mikroökonomische Untersuchungen für Deutschland kommen zum Ergebnis, dass tarifgebundene Betriebe Leiharbeit weder häufiger noch intensiver einsetzen (vgl. Hagen/Boockmann 2002, Promberger 2006: 73 ff., Bohachova/Einsele 2008, Seifert/Brehmer 2008). Allerdings stellt Pfeifer (2006) eine höhere Einsatzwahrscheinlichkeit in Betrieben fest, die übertariflich entlohnen. Studien für die USA finden einen negativen Zusammenhang zwischen dem Anteil gewerkschaftlich organisierter Arbeitnehmer und der Nachfrage nach Leiharbeit (vgl. Houseman 2001, Ono/Sullivan 2008, Vidal/Tigges 2009). Für Großbritannien untersucht Salvatori (2012), wie sich die Stärkung des nationalen Gewerkschaftsrechts auf die Leiharbeitsnachfrage ausgewirkt hat. Die Autorin stellt fest, dass die Einführung eines Verfahrens, im Zuge dessen die Tariffähigkeit einer Gewerkschaft nun auch gegen den Willen des betroffenen Unternehmens beantragt werden kann, zu einem leichten Rückgang der Einsatzwahrscheinlichkeit führte. Welche Wirkung umgekehrt vom Einsatz der Leiharbeit auf die gewerkschaftliche Verhandlungsmacht ausgeht, untersuchen Böheim/Zweimüller (2013) ebenfalls für Großbritannien. Die Autoren stellen einen positiven Zusammenhang zwischen dem Organisationsgrad und dem Einsatz von Leiharbeit fest und zeigen zudem, dass gewerkschaftlich organisierte Beschäftigte signifikant höhere Löhne erhalten, wenn auf Leiharbeit verzichtet wird. Die Autoren werten dies als Anzeichen dafür, dass der Einsatz von Leiharbeit zu einer Schwächung der gewerkschaftlichen Verhandlungsmacht führt.

²⁶Als Beispiele führt Promberger (2006: 104f.) die Chemische sowie die Metall- und Elektroindustrie an.

3.5.3 Betriebliche Mitbestimmung

Höhere Anpassungskosten können sich auch aus der Wahrnehmung betrieblicher Arbeitnehmerinteressen durch den Betriebsrat ergeben, da er bei der Neueinstellung und der Entlassung von Stammbeschäftigten zur Mitbestimmung berechtigt ist. Im Falle betriebsbedingter Kündigungen beispielsweise kann die Mitwirkung des Betriebsrats bei der Aufstellung eines Sozialplans mit langwierigen Verhandlungen verbunden sein und damit zu vergleichsweise höheren Entlassungskosten führen (vgl. Hagen/Boockmann 2002: 203 ff.).

Darüber hinaus können Betriebsräte in den Einsatzbetrieben direkten Einfluss auf die Leiharbeitsnutzung nehmen. Laut Betriebsverfassungsgesetz sind Betriebsräte bei der Entscheidung darüber, ob und in welchem Umfang Leiharbeitskräfte eingesetzt werden sowie bei Fragen zur Ausgestaltung der Einsätze, mitwirkungsbe-rechtigt. Zudem erlaubt der im AÜG verankerte Gleichbehandlungsgrundsatz die Vertretung der Interessen eingesetzter Leiharbeitskräfte, wenngleich die Möglich-keiten der Mitwirkung als gering eingeschätzt werden (vgl. Holst et al. 2009: 52, Bellmann/Kühl 2007: 46).²⁷

Inwieweit und mit welcher Zielstellung Betriebsräte ihre Mitbestimmungsrechte beim Einsatz von Leiharbeit wahrnehmen, zeigen vor allem qualitative Befunde. Die Betriebsrätebefragung in Intensivnutzerbetrieben von Wassermann/Rudolph (2007) ergibt, dass der überwiegende Teil der Betriebsräte sich gegen eine intensive Leiharbeitsnutzung ausspricht und sich für eine Gleichbehandlung der Leihbeschäftigten einsetzt. In jedem fünften Betrieb wurden Betriebsvereinbarungen zwischen Arbeit-nehmervvertretung und Geschäftsführung geschlossen, die am häufigsten die Anzahl der eingesetzten Leihbeschäftigten beschränken. Eher selten wurde hingegen eine Angleichung der Arbeitsbedingungen oder der Entlohnung vereinbart (vgl. Wasser-mann/ Rudolph 2007: 16, 24 ff.).

²⁷Einen umfassenden Überblick über die Mitbestimmungsrechte von Betriebsräten in den Einsatzbetrieben gibt beispielsweise Promberger (2006: 138).

Die Ergebnisse von Wassermann/Rudolph (2007: 23 ff.) weisen jedoch auch darauf hin, dass Betriebsräte ihre Mitwirkungsrechte beim Einsatz von Leiharbeit nicht wahrnehmen, etwa weil sie diese nicht kennen (vgl. Promberger 2006: 139) oder eine Vertretung der Leihbeschäftigten aus zeitlichen Gründen unterbleibt. Daneben können sich Betriebsräte auch auf die Vertretung der Stammbeschäftigten beschränken bzw. eine intensive Leiharbeitsnutzung zu deren Schutz befürworten. So regeln Betriebsvereinbarungen zur Leiharbeitsnutzung nicht zwangsläufig den Einsatz von Leiharbeitskräften, sondern werden auch zur Absicherung der Privilegien der Stammbeschäftigten abgeschlossen (vgl. Weinkopf/Vanselow 2008: 27). Selbst wenn sich Betriebsräte für eine gleiche Behandlung von Leihbeschäftigten einsetzen, so betont Promberger (2006: 139), mag dies mit Blick auf die Interessen der Stammbeschäftigten geschehen, um Kostenunterschiede und damit das Ausmaß der Leiharbeitsnutzung in Grenzen zu halten. Daneben ist zu berücksichtigen, dass Art und Umfang der Mitsprache auch von der Kompromissbereitschaft der Unternehmensleitung abhängt. So berichten Promberger (2006: 117) und Holst et al. (2009: 31) von Betriebsräten, die eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung mit dem Ziel der Lohnkostensenkung billigen, um eine Standortverlagerung abzuwenden.

Die vielfältigen Zielstellungen und Handlungsweisen von Betriebsräten spiegeln sich in uneinheitlichen Ergebnissen mikroökonomischer Untersuchungen wider. Arbeiten, die den Einfluss der Arbeitnehmervertretung auf die Einsatzwahrscheinlichkeit untersuchen, belegen überwiegend einen positiven Zusammenhang und deuten damit auf eine Leiharbeit befürwortende Mitbestimmung hin.²⁸ Bezüglich der Nutzungsintensität findet Promberger (2006: 73 ff.) einen positiven, Pfeifer (2006) hingegen einen negativen Effekt bezüglich des Betriebsrats. Im Hinblick auf die Anzahl der Leiharbeitskräfte bestätigen Bohachova/Einsele (2008) den positiven Effekt zumindest für kleine Betriebe.

²⁸Einen positiven Einfluss des Betriebsrats auf die Einsatzwahrscheinlichkeit finden Promberger (2006: 73 ff.), Pfeifer (2006), Crimmann et al. (2009) und Baumgarten et al. (2012b: 38 f.). Die Ergebnisse von Hagen/Boockmann (2002) und Bohachova/Einsele (2008) zeigen hingegen einen negativen Zusammenhang an.

3.6 Zusammenhang zwischen Funktion und Nutzungsintensität

Die Intensität der Leiharbeitsnutzung und deren Beständigkeit dürfte entscheidend davon abhängen, ob Leiharbeit aus reaktiven oder strategischen Gründen genutzt wird. Im Falle einer reaktiven Nutzung ist aufgrund des zeitlich begrenzten Bedarfs an Leihbeschäftigten von einer schwankenden und im Durchschnitt geringen bis moderaten Nutzungsintensität auszugehen. Vorübergehend hohe Nutzungsintensitäten sind möglich, wenn Auftragsspitzen abgedeckt oder Phasen mit unsicherer Auftragslage überbrückt werden sollen. Demgegenüber dürften Betriebe, die Leiharbeit strategisch nutzen und in diesem Zuge einen Teil der Belegschaft dauerhaft durch Leiharbeitskräfte ersetzen, in Phasen mit stabiler Auftragslage typischerweise eine beständig hohe Nutzungsintensität aufweisen.²⁹ Aufgrund der niedrigeren Arbeitsproduktivität, die Leihbeschäftigte zumindest zu Beginn ihres Einsatzes aufweisen können, ist davon auszugehen, dass Betrieben dabei an einer geringen Fluktuation der Leihbelegschaft gelegen ist. Folglich dürfte sich die Beständigkeit der Intensivnutzung auch in langfristigen Einsätzen zeigen.

Qualitative Studien bestätigen, dass sich die Funktion, die Leiharbeit im Einsatzbetrieb hauptsächlich erfüllt, in der über die Zeit betrachteten Nutzungsintensität sowie in der geplanten Einsatzdauer widerspiegelt. Promberger (2006: 89 ff.), der auf Basis einer Clusteranalyse verschiedene Typen von Einsatzbetrieben identifiziert, zeigt auf, dass vier von fünf Nutzertypen Leiharbeit hauptsächlich zur Abfederung von Produktionsschwankungen mit geringer oder moderater Intensität einsetzen. Hinsichtlich der als „Extremnutzer“ klassifizierten Betriebe stellt Promberger (2006: 104) fest, dass sich die Funktion der Leiharbeit in Betrieben mit temporär intensiver und dauerhaft intensiver Nutzung unterscheidet. Während „vorübergehende Extremnutzer“ Leiharbeit aufgrund von Auftragsspitzen oder Großaufträgen einsetzen und

²⁹Ferner ist davon auszugehen, dass Betriebe mit strategischer Nutzung Leiharbeit zugleich auch aus reaktiven Gründen einsetzen.

dabei kurzzeitig Nutzungsintensitäten von bis zu 50 % erreichen, setzen „permanente Extremnutzer“ Leiharbeit dauerhaft intensiv zur Kostensenkung ein. Holst et al. (2009) zeigen auf, inwieweit sich Betriebe mit strategischer Nutzung von solchen, die Leiharbeit zur Abfederung von Produktionsschwankungen einsetzen, hinsichtlich ihrer Nutzungsintensität und Einsatzdauer unterscheiden (vgl. Holst et al. 2009: 13 ff.).³⁰ Bezogen auf die Spannweite der Nutzungsintensität ergeben sich zunächst kaum Unterschiede zwischen den beiden Nutzergruppen. So liegen die Leihbeschäftigtenanteile in den Fallbetrieben mit strategischer Nutzung zwischen 5 und 35 %. In Betrieben, die Leiharbeit aufgrund saisonal bedingter Auftragspitzen einsetzen, beobachten Holst et al. (2009) jedoch ebenfalls Nutzungsintensitäten von bis zu 30 %. Beachtliche Unterschiede finden die Autoren allerdings im Hinblick auf die Einsatzdauer und die betriebliche Volatilität der Nutzungsintensität. Während Fallbetriebe, die Leiharbeit aufgrund von Produktionsschwankungen einsetzen, zeitlich begrenzte Einsatzdauern vorsehen und eine stark schwankende Nutzungsintensität aufweisen, sind Betriebe mit strategischer Nutzung durch auf Dauer angelegte Einsätze und einem beständig hohen Anteil an Leihbeschäftigten gekennzeichnet.

Ergebnisse quantitativer Studien bestätigen den positiven Zusammenhang zwischen der Einsatzdauer und der Nutzungsintensität und deuten auf persistent hohe Leihbeschäftigtenanteile in Betrieben mit strategischer Nutzung hin. So zeigen Seifert/Brehmer (2008), die betriebliche Determinanten der Nutzungsintensität auf Basis einer Betriebsrätebefragung untersuchen, dass zwischen der durchschnittlichen Einsatzdauer und der betrieblichen Nutzungsintensität ein positiver Zusammenhang besteht. Zudem weisen Betriebe, die die Einsatzzeit der Leihbeschäftigten verlängern, höhere Nutzungsintensitäten auf. Promberger (2006: 73 ff.), der betriebliche Determinanten der Einsatzdauer untersucht,³¹ kommt zu dem Ergebnis, dass der

³⁰Neben den sechs Fallbetrieben der Metall- und Elektroindustrie, von denen fünf Leiharbeit aus Kostengründen nutzen, haben Holst et al. (2009) zu diesem Zweck sechs weitere Betriebe im Rahmen von Kurzfallstudien untersucht. Diese gehören teilweise anderen Branchen an und nutzen Leiharbeit (mit einer Ausnahme) als „Flexibilitätspuffer“.

³¹Angaben zur Einsatzdauer von Leihbeschäftigten sind in der Welle 2003 des IAB-Betriebspanels enthalten und beziehen sich damit auf die Zeit vor der vollständigen Umsetzung der AÜG-Reform.

Einfluss reaktiver Motive auf die Einsatzdauer lediglich schwach signifikant ist. Während sich für die Überbrückung von Personalproblemen ein leicht positiver Zusammenhang ergibt, sind Schwankungen der Geschäftstätigkeit eher mit einer geringeren Einsatzdauer verbunden. Lehmann et al. (2012: 14) kommen zum Ergebnis, dass Betriebe eine geringere Spannweite der Nutzungsintensität aufweisen, wenn Leihbeschäftigte überwiegend im Un- und Angelerntenbereich eingesetzt werden. Gegenüber Betrieben, die Leihbeschäftigte vor allem für Tätigkeiten mit höheren Qualifikationsanforderungen einsetzen, geben diese Betriebe zudem häufiger an, Kostenvorteile aus der Leiharbeit zu erzielen.³²

3.7 Abgeleitete Hypothesen

Auf Grundlage der diskutierten Erklärungsansätze zur betrieblichen Motivation einer strategischen Nutzung werden im Folgenden überprüfbare Hypothesen abgeleitet. Der unmittelbar vorangegangene Abschnitt hat aufgezeigt, dass eine strategische Nutzung typischerweise mit einer persistent hohen Nutzungsintensität verbunden ist. Daher werden zum einen Hypothesen zum Einfluss der strategischen Motive auf die zeitpunktbezogene Nutzungsintensität formuliert. Zum anderen wird der zeitliche Verlauf der betrieblichen Nutzungsintensität berücksichtigt, indem Hypothesen zum Einfluss der strategischen Motive auf die Entscheidung über eine dauerhafte Intensivnutzung abgeleitet werden.

³²Die Ergebnisse von Lehmann et al. (2012) basieren auf Auswertungen von Betriebsdaten, die aus einer nicht repräsentativen Betriebsrätebefragung stammen. Lehmann et al. (2012) gruppieren Einsatzbetriebe nach der jeweiligen Tätigkeit, die der überwiegende Teil der eingesetzten Leihbeschäftigten ausübt. Um zu untersuchen, welche Unterschiede zwischen beiden Gruppen hinsichtlich Form und Funktion der Leiharbeitsnutzung bestehen, testen sie auf Gleichheit der Mittelwerte.

Verringerung der Arbeitskosten: Aus den Untersuchungen zur Höhe der Entleihgebühr von Promberger (2006: 49 f.) und Ammermüller et al. (2003) lässt sich ableiten, dass der Einsatz von Leiharbeitskräften gegenüber einer Festeinstellung vor allem für un- und angelernte Tätigkeiten mit deutlichen Kostenvorteilen verbunden ist. Weiter legen die empirischen Befunde von Seifert/Brehmer (2008), Holst et al. (2010) und Promberger (2006: 89 ff.) nahe, dass der Anreiz für eine strategische Nutzung mit zunehmendem Lohnunterschied zwischen Stamm- und Leihbeschäftigten wächst. Eine (dauerhaft) intensive Nutzung dürfte daher vor allem für Betriebe attraktiv sein, die ein hohes Lohnniveau und einen hohen Anteil an Beschäftigten mit einfachen Tätigkeiten aufweisen. Daneben könnte auch die Gewährung freiwilliger Lohnzusatzleistungen, wie Gewinn- und Kapitalbeteiligungen, den Anreiz einer intensiven Nutzung erhöhen (vgl. z.B. Houseman 2001). Daraus lassen sich die folgenden überprüfbaren Hypothesen ableiten:

Hypothesen 1a:

- (i) Mit steigendem betrieblichen Lohnniveau erhöht sich die Intensität der Leiharbeitsnutzung.
- (ii) Mit steigendem betrieblichen Lohnniveau erhöht sich die Wahrscheinlichkeit einer dauerhaft intensiven Leiharbeitsnutzung.

Hypothesen 1b:

- (i) Mit steigendem Anteil einfacher Tätigkeiten erhöht sich die Intensität der Leiharbeitsnutzung.
- (ii) Mit steigendem Anteil einfacher Tätigkeiten erhöht sich die Wahrscheinlichkeit einer dauerhaft intensiven Leiharbeitsnutzung.

Hypothese 1c: Betriebe mit Gewinn- oder Kapitalbeteiligungen nutzen Leiharbeit mit höherer Intensität.

Vermeidung von Entlassungskosten: Die qualitativen Studien von Holst et al. (2010) und Promberger (2006: 89 ff.) zeigen auf, dass eine dauerhaft intensive bzw. strategische Nutzung auch mit dem Ziel erfolgen kann, potenzielle Entlassungskosten zu vermeiden. Wird Leiharbeit zur Minimierung möglicher Entlassungskosten genutzt, ist zu vermuten, dass auch verstärkt auf befristete Beschäftigungsverhältnisse zurückgegriffen wird. Ebenso wie bei der Beendigung eines Leiharbeitsvertrages fallen nach Ablauf der Befristung keine Entlassungskosten an.³³ Quantitative Studien weisen eher auf eine komplementäre als auf eine substitutive Beziehung zwischen dem betrieblichen Einsatz der beiden Beschäftigungsformen hin (vgl. z.B. Promberger 2006: 148, Bohachova/Einsele 2008, Sczesny et al. 2008: 52 f.).³⁴ Darauf aufbauend lassen sich die folgenden überprüfbaren Hypothesen ableiten:

Hypothesen 2:

- (i) Mit steigendem Anteil befristet Beschäftigter erhöht sich die Intensität der Leiharbeitsnutzung.
- (ii) Mit steigendem Anteil befristet Beschäftigter erhöht sich die Wahrscheinlichkeit einer dauerhaft intensiven Leiharbeitsnutzung.

Umgehung tariflicher Regelungen: Da Tarifvereinbarungen zu höheren Anpassungskosten führen können und vor allem im Niedrigqualifikationsbereich eine höhere Entlohnung vorsehen als individuell vereinbarte Arbeitsverträge (vgl. z.B. Heinbach/Spindler 2007), dürfte insbesondere in tarifgebundenen Betrieben der Anreiz bestehen, Leiharbeit (dauerhaft) intensiv zu nutzen. Zwar stellen die bisherigen quantitativen Studien keinen signifikanten Einfluss der Tarifbindung auf die Nachfrage nach Leiharbeit fest, allerdings geht aus den qualitativen Studien von Holst

³³Zu den rechtlichen Rahmenbedingungen von befristeten Arbeitsverhältnissen vgl. z.B. Boockmann/Hagen (2005: 306 ff.). Geht man davon aus, dass sich Kostenvorteile aus der Leiharbeitsnutzung auf den Bereich einfacher Tätigkeiten beschränken (vgl. Promberger 2006: 49 f.), bietet sich der Einsatz befristet Beschäftigter in erster Linie für qualifizierte Tätigkeiten an, um mögliche Entlassungskosten gering zu halten. Aus gesamtwirtschaftlicher Sicht ist der Anteil der Hochqualifizierten unter den befristet Beschäftigten deutlich höher als unter den Leihbeschäftigten (vgl. Keller/Seifert 2011: 20).

³⁴Eine substitutive Beziehung finden hingegen Seifert/Brehmer (2008).

et al. (2010) und Promberger (2006: 89 ff.) hervor, dass mit einer strategischen Leiharbeitsnutzung auch tarifliche Vereinbarungen unterlaufen werden sollen. Neben zusätzlichen Kosten, die aus der Einhaltung von Tarifverträgen resultieren, ist weiter davon auszugehen, dass in Betrieben, die übertariflich entlohnen, ein höherer Anreiz für eine umfängliche Leiharbeitsnutzung besteht (vgl. Pfeifer 2006). Vor diesem Hintergrund können die folgenden testbaren Hypothesen formuliert werden:

Hypothesen 3a:

- (i) Tarifgebundene Betriebe nutzen Leiharbeit mit höherer Intensität.
- (ii) Tarifgebundene Betriebe entscheiden sich häufiger für eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung.

Hypothese 3b: Mit steigendem Tariflohniveau erhöht sich die Intensität der Leiharbeitsnutzung.

Hypothese 3c: Betriebe mit übertariflicher Entlohnung nutzen Leiharbeit mit höherer Intensität.

Einfluss der betrieblichen Mitbestimmung: In welcher Weise der Betriebsrat die Intensität der betrieblichen Leiharbeitsnutzung beeinflusst, ist weder theoretisch noch empirisch eindeutig. Einerseits könnten sich Betriebsräte gegen eine (dauerhaft) intensive Nutzung einsetzen oder auf eine Gleichbehandlung der Leihbeschäftigten drängen, beispielsweise um negative Auswirkungen auf das Betriebsklima zu vermeiden. Andererseits ist es denkbar, dass Betriebsräte eine (dauerhaft) intensive Leiharbeitsnutzung befürworten, um die Arbeits- und Entlohnungsbedingungen der Stammbeschaft abzusichern (vgl. z.B. Wassermann/Rudolph 2007). Überdies könnten Betriebe versuchen, die Mitwirkung des Betriebsrats zu umgehen, um damit verbundene Kosten einzusparen. Daraus werden die folgenden testbaren Hypothesen abgeleitet:

Hypothesen 4:

- (i) Betriebe mit Betriebsrat nutzen Leiharbeit mit höherer/geringerer Intensität.
- (ii) Betriebe mit Betriebsrat entscheiden sich häufiger/seltener für eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung.

Steigerung des Unternehmenswerts: Holst et al. (2010) gehen davon aus, dass eine strategische Leiharbeitsnutzung aus einer stärkeren Kapitalmarktorientierung resultiert und eine Erhöhung des Unternehmenswerts insbesondere im Interesse ausländischer Eigenkapitalgeber angestrebt wird (Finanzmarkt-Kapitalismus-These, vgl. z. B. Windolf 2005: 20 ff.). Aufgrund ihrer größeren Nähe zum Kapitalmarkt ist eine Shareholder-Value-Orientierung insbesondere in Kapitalgesellschaften zu erwarten. Aus der Prinzipal-Agent-Theorie (vgl. Jensen/Meckling 1976) lässt sich ferner ableiten, dass eine Shareholder-Value-Orientierung eher in managergeleiteten Betrieben zu erwarten ist als in eigentümergeführten Betrieben. Darauf aufbauend lassen sich folgende überprüfbare Hypothesen formulieren:

Hypothesen 5a:

- (i) Kapitalgesellschaften nutzen Leiharbeit mit höherer Intensität.
- (ii) Kapitalgesellschaften entscheiden sich häufiger für eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung.

Hypothesen 5b:

- (i) Betriebe in ausländischem Eigentum nutzen Leiharbeit mit höherer Intensität.
- (ii) Betriebe in ausländischem Eigentum entscheiden sich häufiger für eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung.

Hypothese 5c: Kapitalgesellschaften in ausländischem Eigentum nutzen Leiharbeit mit höherer Intensität.

Hypothese 5d: Managergeführte Betriebe nutzen Leiharbeit mit höherer Intensität.

Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit: Eine strategische Nutzung kann auch auf eine Verbesserung der betrieblichen Wettbewerbsfähigkeit abzielen. Ein entsprechender Anreiz dürfte insbesondere in Betrieben bestehen, die einem hohen Kostendruck ausgesetzt sind. Der theoretische Ansatz von Rodrik (1997) impliziert einerseits, dass vor allem Exporteure in einem wettbewerbsintensiven Umfeld agieren. Ansätze der neueren Außenhandelstheorie sowie empirische Studien ergeben andererseits, dass die Exporttätigkeit Betrieben mit hohem Produktivitätsniveau vorbehalten ist, während weniger produktive Betriebe nicht exportieren und aufgrund der Importkonkurrenz unter Kostendruck stehen (vgl. z. B. Bernard et al. 2003, Arnold/Hussinger 2005). Daher werden die folgenden (konkurrierenden) Hypothesen überprüft:

Hypothesen 6a:

- (i) Exporttätige Betriebe nutzen Leiharbeit mit höherer/geringerer Intensität.
- (ii) Exporttätige Betriebe entscheiden sich häufiger/seltener für eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung.

Hypothese 6b: Mit steigendem Exportanteil erhöht/verringert sich die Intensität der Leiharbeitsnutzung.

Hypothese 6c: Betriebe, die einem hohen Wettbewerbsdruck ausgesetzt sind, nutzen Leiharbeit mit höherer Intensität.

4 Datengrundlage, Operationalisierung und deskriptive Ergebnisse

Im vorangegangenen Kapitel wurden die betrieblichen Determinanten der Leiharbeitsnutzung diskutiert und zu überprüfende Hypothesen abgeleitet. Im ersten Abschnitt dieses Kapitels wird das IAB-Betriebspanel vorgestellt, das als Datengrundlage zur Überprüfung der abgeleiteten Hypothesen dient. Im Anschluss daran wird die Struktur der verwendeten Datensätze sowie die Operationalisierung der diskutierten Determinanten erläutert. Darauf aufbauend folgen im zweiten Abschnitt erste deskriptive Ergebnisse. Hinsichtlich der Verbreitung und Intensität der Leiharbeitsnutzung wird hierbei sowohl die aggregierte als auch die nach Strukturmerkmalen differenzierte Entwicklung dargestellt. Schließlich wird rein deskriptiv untersucht, welche Unterschiede zwischen Betrieben bezüglich jener Eigenschaften bestehen, die zur Erklärung des Nachfrageverhaltens herangezogen werden.

4.1 Das IAB-Betriebspanel

Als Datengrundlage wird das Betriebspanel des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) verwendet. Das IAB-Betriebspanel basiert auf repräsentativen Befragungen, die jährlich in (überwiegend) denselben Produktionsstätten durchgeführt werden. Die Fragebögen beinhalten insbesondere Themen der betrieblichen Arbeitsnachfrage; daneben werden aber auch Informationen zur betrieblichen Entwicklung eingeholt.¹ Das IAB-Betriebspanel besteht seit 1993 (1996) für West-

¹Detaillierte Informationen zum IAB-Betriebspanel bieten Ellguth et al. (2014), Fischer et al. (2009) sowie Kölling (2000).

deutschland (Gesamtdeutschland) und enthält pro Welle etwa 16.000 Betriebe. Die Stichprobe wird auf Basis der Betriebsdatei der Bundesagentur für Arbeit ausgewählt, die alle in Deutschland ansässigen Betriebe mit mindestens einem sozialversicherungspflichtig Beschäftigten enthält. Die Schichtung der Stichprobe erfolgt nach Bundesländern, Branchen und Betriebsgrößenklassen. Für die vorliegende Arbeit wurden die Daten im Wege der kontrollierten Datenfernverarbeitung genutzt (Projektnummer: fdz227), d. h. alle Auswertungen wurden im Forschungsdatenzentrum (FDZ) der Bundesagentur für Arbeit im IAB einer Datenschutzprüfung unterzogen, um die Möglichkeit der Reidentifikation einzelner Betriebe auszuschließen.

Jährliche Angaben zur Anzahl der im Betrieb eingesetzten Leiharbeitskräfte sind ab der Welle 2002 verfügbar. Die Anzahl an Leihbeschäftigten wird ebenso wie die betriebliche Nachfrage nach anderen Beschäftigungsformen stichtagsbezogen jeweils zum 30. Juni erhoben. Für den Untersuchungszeitraum 2002-2011 liegen keine Informationen zur Schwankung der Leihbeschäftigtenzahl innerhalb eines Jahres oder zur Einsatzdauer vor. Daneben ist unbekannt, ob Leiharbeit reaktiv oder hauptsächlich strategisch genutzt wird.²

Von der empirischen Analyse werden Institutionen des öffentlichen Sektors, Kirchen, Verbände sowie Dienstleistungsbetriebe in öffentlicher Hand ausgeschlossen. Da sich in kleinen Betrieben eine marginale Veränderung der Leihbeschäftigtenzahl wesentlich stärker auf die Nutzungsintensität auswirkt als in größeren Betrieben, werden ausschließlich Betriebe mit mindestens 20 Beschäftigten untersucht.³ Außerdem werden Betriebe ausgeschlossen, die keine Angaben zur Leiharbeitsnutzung machen. Um die Verwendung fehlerhafter Angaben zur Anzahl der Leihbeschäft-

²Weiterführende Angaben zur Leiharbeitsnutzung sind in der Welle 2003 enthalten. Hier wurden Informationen zur Einsatzdauer, Qualifikationsstruktur sowie zur Anzahl der übernommenen Leiharbeitskräfte (auch Welle 2008) eingeholt. Auf die Verwendung der Welle 2003 für die Analysen in den Kapiteln 5 und 6 wird aus den im nächsten Abschnitt genannten Gründen verzichtet (eine Auswertung erfolgt bspw. bei Promberger 2006). Im Rahmen der Welle 2010 wurde nach den Gründen der Leiharbeitsnutzung gefragt. Da hierbei strategische Motive der Leiharbeitsnutzung nicht berücksichtigt wurden, wird von einer Verwendung dieser Angaben abgesehen (eine Auswertung erfolgt bspw. bei Hirsch/Müller 2012).

³Der Ausschluss von Betrieben bezieht sich generell auf die wellenbezogene Beobachtung.

tigten zu vermeiden, werden Betriebe entfernt, die dem obersten 0,25%-Perzentil der Verteilung der Nutzungsintensität angehören.⁴

Da die Daten des IAB-Betriebspanels auf disproportionalen Stichproben beruhen, werden deskriptive Auswertungen gewichtet vorgenommen. Hierbei werden entsprechende Querschnitts-Hochrechnungsfaktoren verwendet, die mit der Nutzung der Betriebsdaten vom FDZ zur Verfügung gestellt werden. Somit lassen sich repräsentative Aussagen für alle Betriebe mit mindestens 20 Beschäftigten treffen. Für die multivariaten Analysen in den Kapiteln 5 und 6 wird auf eine Gewichtung verzichtet. Stattdessen werden gemäß der Empfehlung von Fischer et al. (2008: 22, 28) die zur Schichtung verwendeten Strukturmerkmale als Kontrollvariablen in die Schätzgleichung aufgenommen.⁵ Die Struktur der für die multivariaten Analysen verwendeten Daten wird im nächsten Abschnitt näher vorgestellt.

⁴Damit wird dem Vorgehen von Hirsch/Müller (2012) gefolgt, die Betriebe des Leihgewerbes mit unplausibel hoher Anzahl an Leihbeschäftigten vorfinden. Da zu vermuten ist, dass es sich hierbei um die Stammbeschäftigten der Leihbetriebe handelt, verzichten die Autoren auf die Verwendung der Beobachtungen, die dem obersten 0,25%-Perzentil der Verteilung der Nutzungsintensität angehören.

⁵Zur konsistenten Schätzung der unbekanntem Modellparameter ist eine Gewichtung entbehrlich, wenn die Stichprobenziehung unabhängig von der im Regressionsmodell abhängigen Variablen erfolgt, bedingt auf die erklärenden Variablen (vgl. Solon et al. 2013). Da die abhängige Variable (Intensität der Leiharbeitsnutzung bzw. Entscheidung über eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung) nicht zu den zur Schichtung verwendeten Strukturmerkmalen (Betriebsgröße, Branche und Bundesland) gehört und eine mögliche Korrelation zwischen der abhängigen Variablen und den Schichtungsgrößen berücksichtigt wird, indem die Schichtungsgrößen als erklärende Variablen in die Schätzgleichung aufgenommen werden, sind die Voraussetzungen für den Verzicht auf eine Gewichtung gegeben. Solon et al. (2013) weisen darauf hin, dass eine Gewichtung, die zur Beibehaltung der Konsistenzannahmen nicht erforderlich ist, unter Umständen sogar zu Effizienzverlusten führen kann.

4.2 Operationalisierung der abhängigen Variablen und Datensatzstruktur

4.2.1 Zur Analyse von Determinanten der Nutzungsintensität

Die Nutzungsintensität gibt den Anteil der Leihbeschäftigten an allen Beschäftigten im Betrieb einschließlich der Leiharbeitskräfte an.⁶ Im Kapitel 5 wird die *betriebliche Nutzungsintensität* als abhängige Variable verwendet, um den Einfluss der strategischen Motive auf das Ausmaß der Leiharbeitsnachfrage zu untersuchen. Hierzu werden in erster Linie die Wellen 2005-2008 herangezogen, da sich in diesem Zeitraum das massive Beschäftigungswachstum in der Leiharbeitsbranche im Anschluss an die Lockerung des AÜG vollzog. Zugleich kann damit die Phase des konjunkturellen Aufschwungs von der vorangegangenen und der darauf folgenden wirtschaftlichen Schwächephase abgegrenzt werden.

Darüber hinaus wird mithilfe der Wellen 2009-2011 untersucht, welche Rolle die Motive der strategischen Leiharbeitsnutzung während und nach der Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 spielen.⁷ Um zu überprüfen, ob und inwieweit sich die betrieblichen Determinanten der Leiharbeitsnachfrage durch die Reform des AÜG veränderten, werden die Hauptergebnisse für 2005-2008 den Ergebnissen des Vorreformzeitraums gegenübergestellt. Da sich die Deregulierung der Leiharbeit teilweise bereits im Jahr 2003 vollzog, soll hierfür lediglich auf die Welle 2002 zurückgegriffen werden.

⁶Die Berechnung der Nutzungsintensität erfolgt analog zum Vorgehen von Crimmann et al. (2009: 16). Die Autoren des IAB-Forschungsberichts definieren die Intensität der Leiharbeitsnutzung als Anteil der Leihbeschäftigten an allen Mitarbeitern im Betrieb einschließlich der eingesetzten Leiharbeitskräfte. Zu den Mitarbeitern zählen auch geringfügig und sonstige Beschäftigte (z. B. mithelfende Familienangehörige). Nicht enthalten sind Praktikanten, freie Mitarbeiter sowie Arbeitskräfte, die an die Anweisungen von Drittfirmen gebunden sind.

⁷Die in der zweiten Jahreshälfte 2008 beginnende Wirtschaftskrise schlägt sich erst in den Betriebsdaten der Welle 2009 nieder. Zudem wurde die Wirtschaftszweigklassifikation ab der Welle 2009 geändert. Aus diesen Gründen erfolgt die Abgrenzung der beiden Zeiträume zwischen 2008 und 2009.

Tabelle 4.1: Anzahl der Beobachtungen zur Analyse von Determinanten der Nutzungsintensität

Welle	# Beobachtungen	Anteil der Beobachtungen mit Leiharbeit (in %)	# Betriebe	Anteil der in allen Wellen enthaltenen Betriebe (in %)
2002	5.291	22,0	5.291	100,0
2005	5.056	25,0		
2006	4.819	28,6		
2007	4.937	31,1		
2008	4.811	31,2		
2005-2008	19.623	29,0	8.388	25,1
2009	4.830	23,1		
2010	4.378	27,3		
2011	4.167	31,8		
2009-2011	13.375	27,2	6.660	36,7

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2002, 2005-2011, eigene Berechnung.

Für die Zeiträume 2005-2008 und 2009-2011 werden jeweils unbalancierte Paneldatensätze gebildet; die Auswertung der Welle 2002 basiert auf einem Querschnittdatensatz. Die Struktur dieser drei Datensätze ist in Tabelle 4.1 dargestellt. Bezogen auf den Hauptuntersuchungszeitraum 2005-2008 liegen für knapp 20.000 Beobachtungen vollständige Angaben zur Nutzungsintensität sowie zu den in der Basisspezifikation verwendeten erklärenden Variablen vor. Die Anzahl der jährlichen Beobachtungen verteilt sich relativ gleichmäßig auf die einzelnen Wellen. Der jeweilige Anteil der Betriebe, der Leiharbeit einsetzt, liegt zwischen 25 und gut 31 %. Insgesamt werden Informationen von knapp 8.400 Betrieben in die Analyse dieses Zeitraums einbezogen. Für etwa ein Viertel (Drittel) dieser Betriebe stehen Angaben in jeder (einer) Welle zur Verfügung.

Anhand des Paneldatensatzes 2005-2008 wird in Abschnitt 5.2.5 untersucht, ob und inwieweit sich Betriebe mit intensiver Nutzung hinsichtlich ihrer Einsatzmotive von Betrieben mit moderater Nutzung unterscheiden. Neben der gängigen Definition, nach der eine intensive Leiharbeitsnutzung ab einer Nutzungsintensität von mehr als 20 % stattfindet, werden alternativ vier weitere Schwellenwerte (15 %, 17,5 %, 22,5 % und 25 %) verwendet, um Betriebe in Intensivnutzer und Nichtintensivnutzer

Tabelle 4.2: Anteil der Intensivnutzer an allen Nutzerbetrieben bei Verwendung der einheitlichen Schwellenwerte

...-Schwelle	Anteil der Intensivnutzer (in %)
15%	13,8
17,5%	10,4
20%	8,0
22,5%	6,2
25%	4,9

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, eigene Berechnung.

zu unterteilen. Im Falle der 15%-Schwelle liegt der Anteil der Intensivnutzer bei knapp 14 %, bei Verwendung des höchsten Schwellenwerts von 25 % werden rund 5 % aller Nutzerbetriebe als Intensivnutzer klassifiziert (vgl. Tabelle 4.2).

Da die Anzahl der eingesetzten Leihbeschäftigten jeweils zur Jahresmitte erhoben wird, besteht bei Verwendung dieser, für alle Betriebe einheitlichen Schwellenwerte die Gefahr, dass Unterschiede in der saisonbedingten Leiharbeitsnachfrage zu einer wenig belastbaren Zuordnung führen. So weist Promberger (2006) darauf hin, dass Leiharbeit im Baugewerbe und in den Verarbeitenden Branchen witterungs- und auch urlaubsbedingt besonders in den Sommermonaten nachgefragt wird. Für andere Branchen, wie etwa im Einzelhandel, kann hingegen davon ausgegangen werden, dass die Nutzungsintensität im Zuge des Vorweihnachtsgeschäfts zum Jahresende hin ein höheres Niveau erreicht als zur Jahresmitte.⁸ Aus diesem Grund werden neben den für alle Branchen einheitlichen auch branchenspezifische Schwellenwerte verwendet, wobei die Untergliederung in 36 Branchen zugrunde gelegt wird (vgl. Tabelle A.1 im Anhang). Die Schwellenwerte werden durch die jeweilige Nutzungsintensität an einem Perzentil im oberen Bereich der jährlichen, branchenspezifischen Intensitätsverteilung bestimmt. Um Betriebe als Intensivnutzer zu klassifizieren, deren Leihbeschäftigtenanteil die brancheneigene Intensivnutzerschwelle überschreitet, werden fünf verschiedene Perzentile alternativ herangezogen (70%-, 75%-, 83%-, 90%- und 95%-Perzentil). Daraus ergeben sich branchenspezi-

⁸Gesamtwirtschaftlich betrachtet ist die Anzahl an Leihbeschäftigten in den Sommermonaten regelmäßig höher als in den Wintermonaten (vgl. Abschnitt 2.3).

Tabelle 4.3: Durchschnittliche Intensivnutzerschwelle bei Verwendung der branchenspezifischen Schwellenwerte an den Perzentilen

...-Perzentil	Intensivnutzerschwelle (in %)
70%	17,0
75%	18,4
83%	21,7
90%	25,7
95%	31,0

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, eigene Berechnung.

fische Intensivnutzerschwellen, die im Durchschnitt zwischen 17 und 31 % betragen (vgl. Tabelle 4.3) und die damit in einem ähnlichen Bereich liegen wie die verwendeten einheitlichen Schwellenwerte.

4.2.2 Zur Analyse von Determinanten der dauerhaft intensiven Nutzung

In Kapitel 6 wird für den Zeitraum 2005-2008 untersucht, welche Rolle die strategischen Motive für die Entscheidung spielen, Leiharbeit dauerhaft intensiv zu nutzen. Da ein strategischer Einsatz typischerweise durch eine dauerhaft intensive Nutzung gekennzeichnet ist, sollen Betriebe mit beständig intensiver Nutzung von solchen unterschieden werden, bei denen aufgrund einer moderaten bzw. selten hohen Intensität von einer reaktiven Nutzung ausgegangen werden kann.

Zur Modellierung der Entscheidung für oder gegen eine dauerhafte Intensivnutzung wird eine abhängige Variable konstruiert, die den *Nutzertyp* angibt. Sie nimmt den Wert eins an, wenn ein Betrieb in drei aufeinander folgenden Wellen Leiharbeit jeweils intensiv nutzt (Strategienutzer). Liegen andere Einsatzmuster vor, nimmt sie den Wert null an (Reaktivnutzer). Zur Definition einer intensiven Nutzung werden die bereits vorgestellten, einheitlichen Schwellenwerte von 15 % bis 22,5 % sowie die branchenspezifischen Schwellen zwischen dem 70%- und 90%-Perzentil herange-

Tabelle 4.4: Anzahl und Anteil der als Strategienutzer klassifizierten Betriebe bei Verwendung der einheitlichen und branchenspezifischen Schwellenwerte

	einheitliche ...-Schwelle			
	15%	17,5%	20%	22,5%
Anzahl der Strategienutzer	79	59	40	26
Anteil an allen Nutzerbetrieben (in %)	3,3	2,5	1,7	1,1
	branchenspezifische Schwelle am ...-Perzentil			
	70%	75%	83%	90%
Anzahl der Strategienutzer	168	133	79	40
Anteil an allen Nutzerbetrieben (in %)	7,1	5,6	3,3	1,7

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, eigene Berechnung.

zogen.⁹ Es werden Betriebe in die Analyse einbezogen, die im Zeitraum 2005-2008 in drei aufeinander folgenden Wellen beobachtbar sind und die Leiharbeit wenigstens einmal einsetzen.¹⁰ Der verwendete Datensatz enthält insgesamt 2.370 Beobachtungen von 1.362 Betrieben. Drei Viertel aller Betriebe sind in allen vier Wellen enthalten, für 21,7 % (4,2 %) liegen lediglich Informationen für die Jahre 2005-2007 (2006-2008) vor. Der Anteil der als Strategienutzer klassifizierten Betriebe an allen Nutzerbetrieben liegt zwischen 1,1 und 7,1 % (vgl. Tabelle 4.4).¹¹

⁹Auf die Verwendung der beiden obersten Schwellenwerte wird verzichtet, da hier die Anzahl der als Strategienutzer klassifizierten Betriebe zu gering ausfällt, um Schätzungen durchzuführen.

¹⁰Anzahl und Anteil der Nutzerbetriebe, für die im Zeitraum 2005-2008 Informationen in drei aufeinander folgenden Wellen vorliegen und die gleichzeitig als Strategienutzer klassifiziert werden, sind sehr gering. Aus diesem Grund ist eine Betrachtung von mehr als drei aufeinander folgenden Wellen nicht möglich. Zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse wird zusätzlich die Welle 2004 einbezogen.

¹¹Die branchenspezifischen Schwellenwerte werden auf Basis des ursprünglichen Paneldatensatzes 2005-2008 gebildet und sind in Tabelle 4.3 dargestellt.

4.3 Operationalisierung weiterer Variablen

4.3.1 Erklärende Variablen

Zur Überprüfung der aufgestellten Hypothesen werden die Determinanten der Nutzungsintensität und der Entscheidung für eine dauerhafte Intensivnutzung operationalisiert. Eine Übersicht über die verwendeten erklärenden Variablen bietet Tabelle 4.5.

Ob und inwieweit die *Verringerung der Arbeitskosten* ein relevantes Motiv für eine (dauerhaft) intensive Leiharbeitsnutzung darstellt, soll mithilfe einer Variablen untersucht werden, die das betriebliche Lohnniveau als durchschnittliche Lohnsumme pro Stammbeschäftigten (in Tsd. Euro) angibt.¹² Um einen potenziell nicht-linearen Effekt zu berücksichtigen, wird auch die quadrierte Lohnvariable einbezogen. Die betriebliche Qualifikationsstruktur wird anhand des Anteils der Beschäftigten mit einfachen Tätigkeiten in der Schätzgleichung berücksichtigt. Damit wird der Anteil jener Stammbeschäftigten erfasst, die zur Ausübung ihrer Tätigkeiten keine Ausbildung benötigen. Es ist zu vermuten, dass Betriebe mit hohem betrieblichen Lohnniveau und einem hohen Anteil an gering qualifizierten Beschäftigten eher dazu neigen, Leiharbeit (dauerhaft) intensiv zu nutzen. Dabei ist jedoch zu bedenken, dass sich der Anteil der einfachen Tätigkeiten allein auf die *Stammbeschäftigten* bezieht. Werden also Leiharbeitnehmer in großem Umfang im Niedrigqualifikationsbereich eingesetzt, wird ein etwaiger Effekt ggf. unterschätzt. Da das betriebliche Lohnniveau und der Anteil einfacher Tätigkeiten erwartungsgemäß negativ miteinander korreliert sind, werden beide Variablen auch interagiert in das Modell aufgenommen. Hierbei lässt sich überprüfen, ob ein potenziell positiver Einfluss des Lohnniveaus auf die Nutzungsintensität vom Anteil einfacher Tätigkeiten abhängt (bzw. umgekehrt), wobei mit einem positiven Vorzeichen zu rechnen ist.

¹²Zu den Stammbeschäftigten zählen alle sozialversicherungspflichtig und nicht sozialversicherungspflichtig Beschäftigte eines Betriebs, auch geringfügig Beschäftigte. Praktikanten, freie Mitarbeiter sowie Arbeitskräfte von Drittfirmen sind nicht enthalten.

Um die Rolle freiwilliger Lohnzusatzleistungen zu untersuchen, wird eine binäre Variable verwendet, die den Wert eins annimmt, wenn der Betrieb eine Gewinn- oder Kapitalbeteiligung der Stammbeschäftigten vorsieht.¹³ Da zu vermuten ist, dass Betriebe mit einer Mitarbeiterbeteiligung Leiharbeit intensiver nutzen, ist ein positives Vorzeichen zu erwarten.

Der Anteil befristet Beschäftigter an allen betrieblichen Stammbeschäftigten wird als Indikator dafür verwendet, ob und inwieweit Leiharbeit zur *Vermeidung von Entlassungskosten* eingesetzt wird. Je höher der Anteil an befristet Beschäftigten ist, desto stärker dürfte ein Betrieb zu einer (dauerhaft) intensiven Leiharbeitsnutzung neigen.

Ob die *Umgehung tariflicher Regelungen* zu einer (dauerhaft) intensiven Leiharbeitsnutzung motiviert, wird anhand einer Dummy-Variablen überprüft, die den Wert eins annimmt, wenn der Betrieb an einen Branchentarifvertrag gebunden ist. Hierbei ist ein positives Vorzeichen zu erwarten. Um den Einfluss von Branchentariflöhnen auf die Leiharbeitsnachfrage zu untersuchen, wird außerdem das betriebliche Lohnniveau mit der Variablen für die Tarifbindung interagiert. Ferner wird anhand einer Dummy-Variablen überprüft, ob die übertarifliche Entlohnung eine Rolle spielt. Für beide Dummy-Variablen ebenso wie für die interagierende Variable ist jeweils ein positives Vorzeichen zu erwarten.

Der *Einfluss der betrieblichen Mitbestimmung* auf die Leiharbeitsnutzung wird ebenfalls anhand einer Dummy-Variablen berücksichtigt. Diese nimmt den Wert eins an, wenn im Betrieb ein Betriebsrat vorhanden ist. Es ist sowohl mit einem positiven als auch mit einem negativen Vorzeichen zu rechnen. Ein negativer Zusammenhang würde dafür sprechen, dass Betriebsräte eine (dauerhaft) intensive Nutzung tendenziell verhindern. Ein positiver Zusammenhang ließe sich nicht nur als Befürwortung einer (dauerhaft) intensiven Leiharbeitsnutzung werten, sondern könnte auch darauf hinweisen, dass Betriebe Anpassungskosten vermeiden, die durch die Mitbestimmung des Betriebsrats entstehen.

¹³Da Angaben zur Gewinn- oder Kapitalbeteiligung lediglich in jeder zweiten Welle enthalten sind, werden die Angaben der Wellen 2005 und 2007 jeweils auf die Folgewelle übertragen.

Tabelle 4.5: Operationalisierung und erwarteter Einfluss der erklärenden Variablen

Name der Variablen	Beschreibung	erwarteter Einfluss
H1: Verringerung der Arbeitskosten		
Lohnniveau	Lohnsumme des Monats Juni in Tsd. Euro/Anzahl der Beschäftigten (Vollzeitäquivalent)	+
Anteil einfacher Tätigkeiten	Beschäftigte mit einfachen Tätigkeiten/Anzahl der Beschäftigten	+
Gewinn-/Kapitalbeteiligung*	1: vorhanden 0: nicht vorhanden	+
H2: Vermeidung von Entlassungskosten		
Anteil befristet Beschäftigter	Anzahl befristet Beschäftigter/ Anzahl der Beschäftigten	+
H3: Umgehung tariflicher Regelungen		
Tarifbindung (Branchentarifvertrag)	1: ja 0: nein	+
tarifliches Lohnniveau	Lohnniveau \times Tarifbindung	+
übertarifliche Entlohnung	1: ja 0: nein	+
H4: Einfluss der betrieblichen Mitbestimmung		
Betriebsrat	1: vorhanden 0: nicht vorhanden	+/-
H5: Steigerung des Unternehmenswerts		
Kapitalgesellschaft	1: ja 0: nein	+
Betrieb in ausländischem Eigentum	1: ja 0: nein	+
Art der Geschäftsführung**	1: ausschließlich managergeführt 0: nicht ausschließlich managergef.	+
H6: Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit		
Exportstatus	1: exporttätig 0: nicht exporttätig	+/-
Exportintensität	Exportvolumen \cdot 100/Geschäftsvol.	+/-
hoher Wettbewerbsdruck***	1: ja 0: nein	+

* Wellen 2005 und 2007, ** ab Welle 2007, *** ab Welle 2008.

Quelle: IAB-Betriebspanel, eigene Darstellung.

Um zu überprüfen, ob die *Steigerung des Unternehmenswerts* ein relevantes Motiv für eine (dauerhaft) intensive Leiharbeitsnutzung darstellt, werden zwei binäre Variablen verwendet, die jeweils angeben, ob der Betrieb als Kapitalgesellschaft, d. h. als Aktiengesellschaft (AG) oder Kommanditgesellschaft auf Aktien (KGaA), firmiert und ob er sich in ausländischem Eigentum befindet. Für beide Variablen wird gemäß der Finanzmarkt-Kapitalismus-These (vgl. Abschnitt 3.4.4) ein positives Vorzeichen erwartet. Informationen zur Art der Geschäftsführung liegen ab der Welle 2007 vor. Damit kann für den Zeitraum 2007-2008 zusätzlich eine Dummy-Variable einbezogen werden, die angibt, ob der Betrieb ausschließlich managerkontrolliert ist, d. h. von Nicht-Eigentümern geführt wird. Gemäß des Prinzipal-Agent-Ansatzes (vgl. Abschnitt 3.4.4) wird ein positives Vorzeichen erwartet.

Der betriebliche Exportstatus soll darüber Aufschluss geben, ob ein Betrieb zur *Verbesserung seiner Wettbewerbsfähigkeit* Leiharbeit (dauerhaft) intensiv nutzt. Es wird eine Dummy-Variable verwendet, die den Wert eins annimmt, wenn der Betrieb exporttätig ist. Die Richtung des Einflusses ist theoretisch jedoch nicht eindeutig: Ein positives Vorzeichen der erklärenden Variablen würde auf die Relevanz des Ansatzes von Rodrik (1997) hindeuten, ein negatives Vorzeichen ließe sich als Beleg für den neueren außenhandelstheoretischen Ansatz werten (vgl. Abschnitt 3.4.5). Alternativ zum Exportstatus wird eine Variable für die Exportintensität verwendet, gemessen als Anteil der Exporte am betrieblichen Umsatz (bzw. Geschäftsvolumen) in Prozent. Ab der Welle 2008 sind außerdem Angaben zur Einschätzung der betrieblichen Wettbewerbssituation verfügbar. Für die Zeiträume 2007-2008 und 2009-2011 wird deshalb zusätzlich eine Dummy-Variable berücksichtigt, die den Wert eins annimmt, wenn der betriebliche Wettbewerbsdruck als hoch eingeschätzt wird.¹⁴ Hier ist ein positives Vorzeichen zu erwarten.

¹⁴Die Information zur Wettbewerbssituation wird von der Welle 2008 auf die Welle 2007 übertragen.

4.3.2 Kontrollvariablen

Neben den im vorherigen Abschnitt beschriebenen erklärenden Variablen werden in die zu schätzenden Gleichungen weitere Variablen einbezogen. Dies sind zum einen Variablen, die den Einfluss der reaktiven Motive kontrollieren sollen. Zum anderen werden der Stand der technischen Anlagen, die Nachfrage nach weiteren atypischen Beschäftigungsformen sowie allgemeine Strukturmerkmale berücksichtigt. Eine Übersicht der verwendeten Kontrollvariablen bietet Tabelle 4.6.

Ein Einfluss der *reaktiven Einsatzmotive* auf die Nutzungsintensität und auf die Entscheidung für eine dauerhaft intensive Nutzung wird durch mehrere Variablen kontrolliert. Um den Einsatz von Leiharbeit zur Abfederung von Produktionsschwankungen zu berücksichtigen, wird eine Dummy-Variable verwendet, die angibt, ob die Geschäftsführung einen Umsatzanstieg erwartet.¹⁵ Eine weitere Dummy-Variable zeigt an, ob Unsicherheit bezüglich der Einschätzung der zukünftigen Umsatzentwicklung besteht. Die Nutzung von Leiharbeit zur Überbrückung von Personalproblemen, die bei der Durchführung betrieblicher Umstrukturierungen entstehen können, wird mithilfe einer Dummy-Variablen abgebildet, die den Wert eins annimmt, wenn Erweiterungsinvestitionen getätigt werden (vgl. Hagen/Boockmann 2002, Pfeifer 2006). Der Einsatz von Leiharbeit zur Personalrekrutierung und zur Überbrückung von Personalbeschaffungsproblemen wird berücksichtigt, indem der betriebliche Anteil der offenen Stellen in die Schätzgleichung einbezogen wird.

¹⁵Hagen/Boockmann (2002) verwenden die erwartete Umsatzentwicklung alternativ zur tatsächlichen Umsatzänderung, die sie anhand der im IAB-Betriebspanel enthaltenen Angaben zur Umsatzhöhe berechnen. Die Berechnung bzw. Berücksichtigung der tatsächlichen Umsatzänderungen setzt allerdings voraus, dass entsprechende Angaben des Betriebs auch in der vorherigen Welle enthalten sind. Zudem müssten Kreditinstitute und Versicherungen von der Untersuchung ausgeschlossen werden, weil sie ihre Bilanz- bzw. Beitragssumme anstelle des Umsatzes angeben. Da dies zu einer erheblichen Verringerung der Fallzahlen führen würde, wird im Rahmen dieser Arbeit auf die Verwendung der tatsächlichen Umsatzänderung verzichtet. Stattdessen wird zur Überprüfung der Robustheit der Schätzergebnisse auf branchenbezogene Informationen des Statistischen Bundesamts zurückgegriffen, um den Einfluss von tatsächlichen Umsatzschwankungen zu kontrollieren (vgl. Abschnitt 5.2.2.2).

Tabelle 4.6: Verwendete Kontrollvariablen

Name der Variablen	Beschreibung
Kontrollvariablen für reaktive Einsatzmotive	
erwarteter Umsatzanstieg	1: ja 0: nein
Unsicherheit über zukünftige Umsatzentwicklung	1: ja 0: nein
Erweiterungsinvestitionen	1: getätigt 0: nicht getätigt
Anteil der offenen Stellen	Anzahl der offenen Stellen/Anzahl der Beschäftigten
Sonstige Kontrollvariablen	
Stand der technischen Anlagen	1: gut/sehr gut 0: neutral/schlecht/sehr schlecht
Anteil atypisch Beschäftigter	Anzahl der Teilzeit-, Midi-* u. geringfügig Beschäftigten/Anzahl der Beschäftigten
Betriebsgröße	Dummy-Variablen für 3-er Klassifikation: Betriebe mit 20 bis 99 Beschäftigten (Referenzkategorie) Betriebe mit 100 bis 499 Beschäftigten Betriebe mit 500 und mehr Beschäftigten
Einbetriebsunternehmen	1: ja 0: nein
Branche	35 bzw. 15 Dummy-Variablen** (Wellen 2002, 2005-2008) Referenzkategorie: Maschinenbau 36 Dummy-Variablen (Wellen 2009-2011) Referenzkategorie: Maschinenbau
Bundesland	15 Dummy-Variablen Referenzkategorie: Baden-Württemberg

*ab Welle 2005. ** Für die Analysen im Kapitel 6 werden aufgrund der relativ geringen Zahl an Beobachtungen 15 anstelle von 35 Dummy-Variablen verwendet (vgl. Tabelle A.3).

Quelle: IAB-Betriebspanel, eigene Darstellung.

Die Nachfrage nach Leiharbeitskräften kann auch vom *Umfang der betriebspezifischen Kenntnisse* abhängen, die für die Bedienung der Produktionsanlagen notwendig sind (Davis-Blake/Uzzi 1993, Hagen/Boockmann 2002). Dabei ist davon auszugehen, dass die Attraktivität der Leiharbeitsnutzung gegenüber einer Festeinstellung sinkt, wenn die Bedienung der Anlagen kosten- und zeitintensive Schulungen voraussetzt (vgl. auch Nollen 1996: 578). Da anzunehmen ist, dass der Umfang an erforderlichen Kenntnissen mit steigendem Technologieniveau wächst, soll der Stand der Produktionstechnologie im Betrieb als Indikator für die Höhe des notwendigen betriebspezifischen Humankapitals verwendet werden (vgl. z. B. Düll/Bellmann 1998: 210). Dazu wird eine binäre Variable generiert, die den Wert eins annimmt, wenn der Stand der technischen Anlagen im Betrieb als (sehr) gut eingeschätzt wird.

Der betriebliche Umfang anderer atypischer Beschäftigungsformen ist möglicherweise ebenfalls für die Nutzungsintensität und die Entscheidung für eine dauerhaft intensive Nutzung relevant. Bisherige empirische Studien deuten überwiegend auf eine substitutive Beziehung zwischen der Nachfrage nach Leiharbeit einerseits und dem Einsatz von Teilzeit- und geringfügig Beschäftigten andererseits (vgl. Promberger 2006: 73 ff., Pfeifer 2006, Bohachova/Einsele 2008).¹⁶ Neben der Nachfrage nach diesen beiden atypischen Beschäftigungsarten sollen auch Midi-Arbeitsverhältnisse (Vollzeit) berücksichtigt werden.¹⁷ Hierzu wird eine Variable gebildet, die den *Anteil der atypisch Beschäftigten* als Verhältnis der Anzahl an Teilzeit-, Mini- und Midi-Beschäftigten zur Gesamtzahl der betrieblich Beschäftigten angibt.

Im Hinblick auf die *Betriebsgröße* sind ebenfalls Unterschiede in der Leiharbeitsnutzung zu erwarten. Einerseits kann die stärkere Arbeitsteilung in großen Betrieben umfassendere Einsatzmöglichkeiten für Leiharbeitskräfte bieten als in kleineren Betrieben. Andererseits ist davon auszugehen, dass große Betriebe eher eine interne

¹⁶Allein Bohachova/Einsele (2008) finden für baden-württembergische Betriebe mit mehr als 250 Beschäftigten einen positiven Zusammenhang zwischen dem Einsatz von Leiharbeit und geringfügiger Beschäftigung. Für kleinere Betriebe ergibt sich hingegen ein negativer Zusammenhang.

¹⁷Gemäß der Definition des Statistischen Bundesamts zählen Midi-Jobber im Gegensatz zu Teilzeit- und geringfügig Beschäftigten nicht als atypisch beschäftigt (vgl. z. B. Statistisches Bundesamt 2009). Da jedoch für diese Beschäftigtengruppe ermäßigte Sozialversicherungsbeiträge gelten, werden Midi-Jobs in der Fachliteratur häufig ebenfalls als atypische Beschäftigungsform behandelt (vgl. z. B. Bellmann/Kühl 2007).

Personalreserve vorhalten und besser imstande sind, ihren Flexibilitätsbedarf durch interne Maßnahmen, wie der Ausweitung der Arbeitszeit, abzudecken (vgl. Promberger 2006: 58 f.). Darüber hinaus soll kontrolliert werden, dass einige erklärende Variablen mit der Betriebsgröße korreliert sind. So liegt die betriebliche Entlohnung in großen Betrieben deutlich über dem Lohnniveau kleiner Betriebe (vgl. z. B. Schank et al. 2010). Große Betriebe sind zudem häufiger tarifgebunden und weisen öfter einen Betriebsrat auf (vgl. z. B. Ellguth/Kohaut 2012). Um einen Einfluss der Betriebsgröße zu berücksichtigen, werden auf Basis der Beschäftigtenzahl drei Größenklassen gebildet und entsprechende Dummy-Variablen generiert. Daneben soll kontrolliert werden, ob der Betrieb zu einem Unternehmen gehört, das mehrere Produktionsstätten bzw. Betriebe unterhält. Eine entsprechende Dummy-Variable nimmt den Wert eins an, wenn es sich um ein *Einbetriebsunternehmen* handelt.

Mögliche Unterschiede in der Nachfrage nach Leiharbeit, die auf die Branchenzugehörigkeit sowie auf die strukturellen Bedingungen am Betriebsstandort zurückgeführt werden können, sollen ebenfalls kontrolliert werden. Es werden daher Dummy-Variablen für die *Branche* (vgl. die Tabellen A.1-A.2 im Anhang) und für das *Bundesland* des Betriebsstandorts verwendet.

4.4 Deskriptive Ergebnisse

4.4.1 Verbreitung und Intensität der Nutzung

Im Folgenden wird auf der Grundlage deskriptiver Auswertungen aufgezeigt, wie sich die Nutzung der Leiharbeit im Zeitraum 2002-2011 entwickelt hat. Im ersten Schritt werden entsprechende Ergebnisse bezogen auf alle Betriebe vorgestellt. Dann werden die Verbreitung und die Intensität der Leiharbeitsnutzung getrennt nach Strukturmerkmalen betrachtet.

Abbildung 4.1 stellt den Anteil der Leiharbeit einsetzenden Betriebe (an allen Betrieben mit mindestens 20 Beschäftigten) sowie deren Nutzungsintensität im zeit-

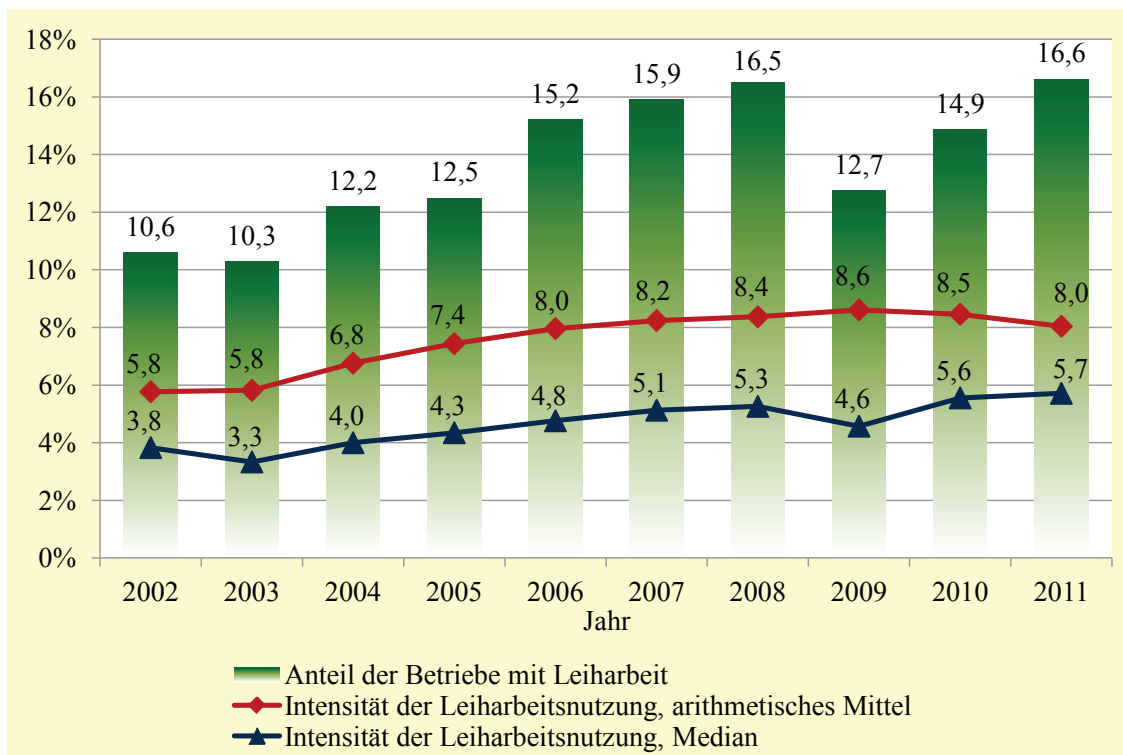


Abbildung 4.1: Entwicklung des Anteils der Nutzerbetriebe und der Nutzungsintensität. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2002-2011, gewichtete Auswertung, eigene Berechnung.

lichen Verlauf dar. Im Jahr 2011 erreicht der Anteil der Nutzerbetriebe mit knapp 17% seinen bislang höchsten Stand. Während in den Jahren 2002 und 2003 nur gut jeder zehnte Betrieb Leiharbeit einsetzt, steigt deren Anteil in der darauf folgenden konjunkturellen Aufschwungphase kontinuierlich an. So wird Leiharbeit bereits Mitte des Jahres 2008 von einem (fast) ebenso großen Teil der Betriebe genutzt wie am aktuellen Rand. Während der Finanz- und Wirtschaftskrise im Jahr 2009 fällt der Anteil der Nutzerbetriebe zwischenzeitlich auf das Niveau des Jahres 2005 zurück.

Seit der Lockerung des AÜG in den Jahren 2003/2004 kam es nicht nur zu einer stärkeren Verbreitung der Leiharbeit, sondern auch zu einem deutlichen Anstieg der Intensität, mit der Leiharbeit in den Einsatzbetrieben genutzt wird. Am aktuellen Rand liegt der durchschnittliche Anteil an Leihbeschäftigten im Betrieb bei 8%, die mittlere Nutzungsintensität gemessen am Median fällt mit 5,7% etwas niedriger aus.

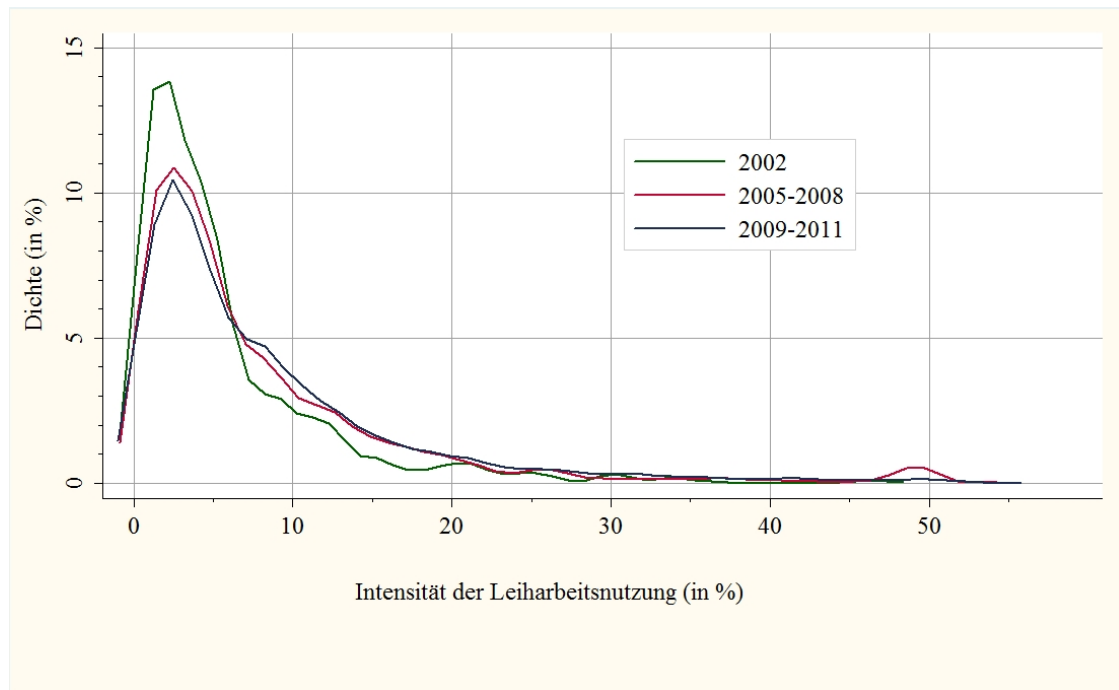


Abbildung 4.2: Kerndichteschätzung der Verteilung der Nutzungsintensität, Betriebe mit Leiharbeit. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2002, 2005-2011, gewichtete Auswertung, eigene Berechnung.

Mehr als die Hälfte aller Nutzerbetriebe setzt Leiharbeit also mit relativ geringer Intensität ein.¹⁸

Während sich die allgemeine konjunkturelle Situation deutlich im Anteil der Leiharbeit nutzenden Betriebe niederschlägt,¹⁹ ist hinsichtlich der Nutzungsintensität lediglich auf Basis des Medians ein prozyklisches Nachfrageverhalten erkennbar. Hier zeigt sich für die Jahre 2003 und 2009 jeweils ein leichter Rückgang gegenüber dem Vorjahr. Dagegen ist für die durchschnittliche Nutzungsintensität im Krisenjahr 2009 ein leichter Anstieg zu verzeichnen. Auffällig ist auch die Diskrepanz in der sich anschließenden konjunkturellen Erholungsphase: Während die Median-

¹⁸Die Auswertungen von Crimmann et al. (2009: 24) auf Basis des IAB-Betriebspanels ergeben für das Jahr 2008 einen Nutzeranteil von 3 % und eine durchschnittliche Nutzungsintensität von 14 %. Da Betriebe mit weniger als 20 Beschäftigten ausgeschlossen werden, fällt der Anteil der Leiharbeit nutzenden Betriebe hier erheblich höher, die Nutzungsintensität hingegen deutlich geringer aus.

¹⁹Auch der Gesamtbestand an Leihbeschäftigten verhält sich relativ prozyklisch (vgl. dazu Abschnitt 2.3).

Tabelle 4.7: Wichtige Eigenschaften der Verteilung der Nutzungsintensität (in %), Betriebe mit Leiharbeit

Jahr	1. Quartil	2. Quartil	3. Quartil	Max.	Std.abw.	Schiefe	Kurtosis
2002	1,8	3,8	7,0	50,0	6,4	2,5	11,4
2005	1,9	4,3	8,3	53,3	9,6	2,8	11,7
2008	2,5	5,3	11,1	50,0	9,2	2,5	10,1
2009	2,5	4,6	10,7	54,7	10,3	2,4	8,8
2011	2,6	5,7	10,7	54,0	7,8	1,9	7,4

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2002, 2005, 2008, 2009 und 2011, gewichtete Auswertung, eigene Berechnung.

Nutzungsintensität in den Jahren 2010 und 2011 deutlich zunimmt, geht die durchschnittliche Nutzungsintensität leicht zurück.

Um weitere Aussagen über die Verteilung der Nutzungsintensität und deren Entwicklung treffen zu können, wird die Kerndichte der Intensitätsverteilung für die Jahre 2002, 2005-2008 und 2009-2011 geschätzt.²⁰ Daneben werden verschiedene Verteilungsmaße berechnet. Die geschätzten Kerndichten sind in Abbildung 4.2 dargestellt, Tabelle 4.7 enthält die Verteilungsmaße.

Die Verteilung der Nutzungsintensität kann für alle drei Zeiträume als stark rechtschief und leptokurtisch charakterisiert werden. Im zeitlichen Verlauf verschiebt sie sich nach rechts, wobei die Veränderung von 2002 auf 2005-2008 besonders ausgeprägt ist. Durch den Anstieg der Nutzungsintensität verringert sich sowohl die Schiefe als auch die Wölbung der Verteilung. Auch der Anstieg der Nutzungsintensitäten an den drei Quartilen belegt, dass der Umfang der Leiharbeitsnutzung zwischen 2002 und 2011 in allen Regionen der Verteilung zugenommen hat. Besonders stark erhöht sich die Nutzungsintensität am dritten Quartil zwischen 2002 und 2008.

Um den Anteil der Betriebe mit intensiver Nutzung zu quantifizieren, werden Nutzerbetriebe entsprechend ihres Leihbeschäftigtenanteils in drei Gruppen eingeteilt. Hierbei werden Betriebe mit hohen Nutzungsintensitäten von mehr als 20 % von

²⁰Es wird die Epanechnikov-Kerndichte mit der „optimalen“ Bandbreite geschätzt (vgl. Silverman 1986: 40, Stata Corporation 2012: 884ff.).

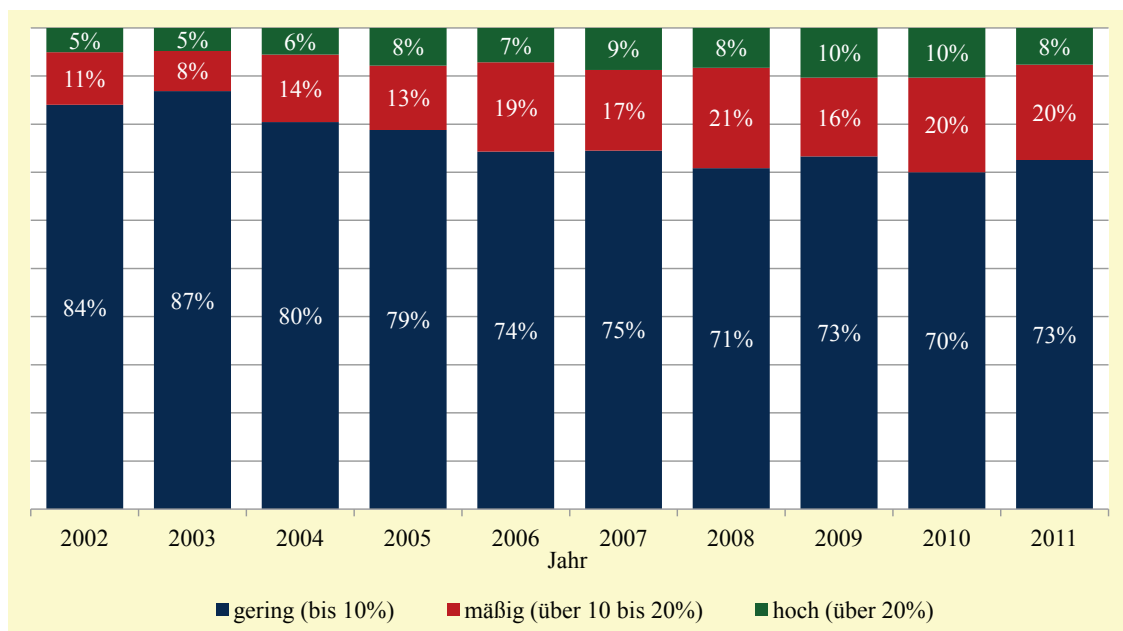


Abbildung 4.3: Entwicklung der Nutzungsintensität nach Nutzergruppen, Betriebe mit Leiharbeit. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2002-2011, gewichtete Auswertung, eigene Berechnung.

solchen mit geringer (bis 10 %) und mäßiger (über 10 % bis 20 %) Intensität unterschieden. Die Entwicklung der Nutzeranteile im Zeitraum 2002-2011 ist in Abbildung 4.3 dargestellt.

Für den aktuellen Rand ist deutlich zu erkennen, dass drei Viertel und damit die große Mehrheit der Nutzerbetriebe Leiharbeit mit geringer Intensität einsetzt. Etwa ein Fünftel setzt Leiharbeit mit mäßiger Intensität ein, weitere 8 % nutzen Leiharbeit intensiv. Auffällig ist, dass der Anteil der Betriebe mit mäßiger oder hoher Nutzung zwischen 2002 und 2008 um rund 13 Prozentpunkte ansteigt. Vor Beginn der Wirtschaftskrise liegt die Nutzungsintensität damit in einem knappen Drittel der Einsatzbetriebe oberhalb von 10 %. Für das Krisenjahr 2009 ist lediglich eine leichte Verringerung des Anteils an Mäßig- und Intensivnutzern um 3 Prozentpunkte gegenüber dem Vorjahr festzustellen.

Zusammenfassend zeigt sich, dass der Anteil der Leiharbeit nutzenden Betriebe und auch die Nutzungsintensität in den Einsatzbetrieben seit der Lockerung des AÜG in den Jahren 2003/2004 deutlich zugenommen haben. Während der Anteil der Nutzer-

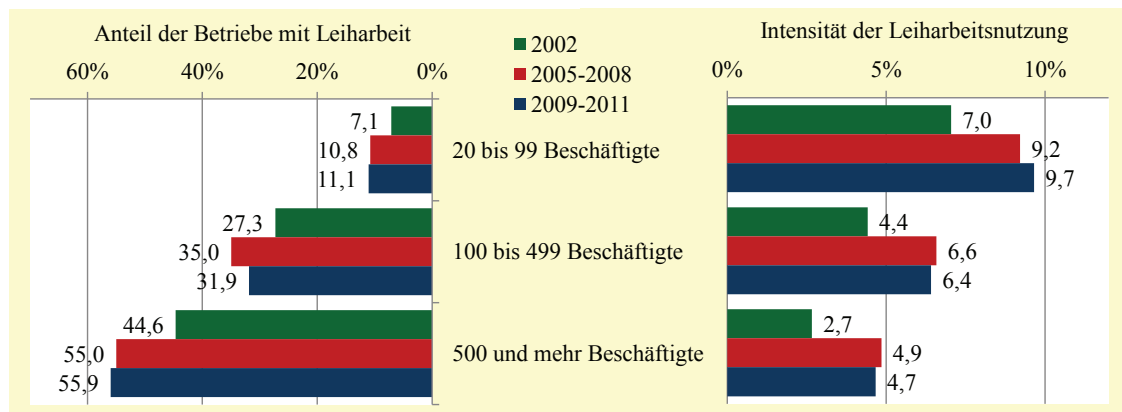


Abbildung 4.4: Anteil der Nutzerbetriebe und Nutzungsintensität nach Betriebsgrößenklassen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2002, 2005-2011, gewichtete Auswertung, eigene Berechnung.

betriebe im Zuge der Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 kurzzeitig zurückging, sind im Hinblick auf die Nutzungsintensität nur geringfügige Veränderungen zu erkennen.

4.4.1.1 Unterschiede zwischen Betriebsgrößenklassen

Zwischen den drei Betriebsgrößenklassen bestehen deutliche Unterschiede hinsichtlich des Anteils der Leiharbeit nutzenden Betriebe und der Nutzungsintensität (Abb. 4.4). So wird Leiharbeit häufiger von großen als von kleinen Betrieben genutzt. Während in den Jahren 2009 bis 2011 mehr als die Hälfte der Betriebe mit mindestens 500 Beschäftigten Leiharbeit einsetzt, ist es unter den Betrieben mit weniger als 100 Beschäftigten nur gut jeder Zehnte. Ein umgekehrtes Bild ergibt sich für den Anteil der Leiharbeitskräfte in den Nutzerbetrieben. Hier weisen kleine Betriebe mit knapp 10 % deutlich höhere Nutzungsintensitäten auf als mittlere (6,4 %) oder große Betriebe (4,7 %). Betrachtet man die Entwicklung der Leiharbeitsnachfrage, zeigt sich für die Jahre 2005 bis 2008, dass sowohl der Anteil der Nutzerbetriebe als auch die Nutzungsintensität in allen Betriebsgrößenklassen gegenüber dem Vorreformjahr 2002 deutlich ansteigt. Im Folgezeitraum 2009-2011 erhöht sich die Nutzungsintensität lediglich in kleinen Betrieben. Große Betriebe fragen zwar häu-

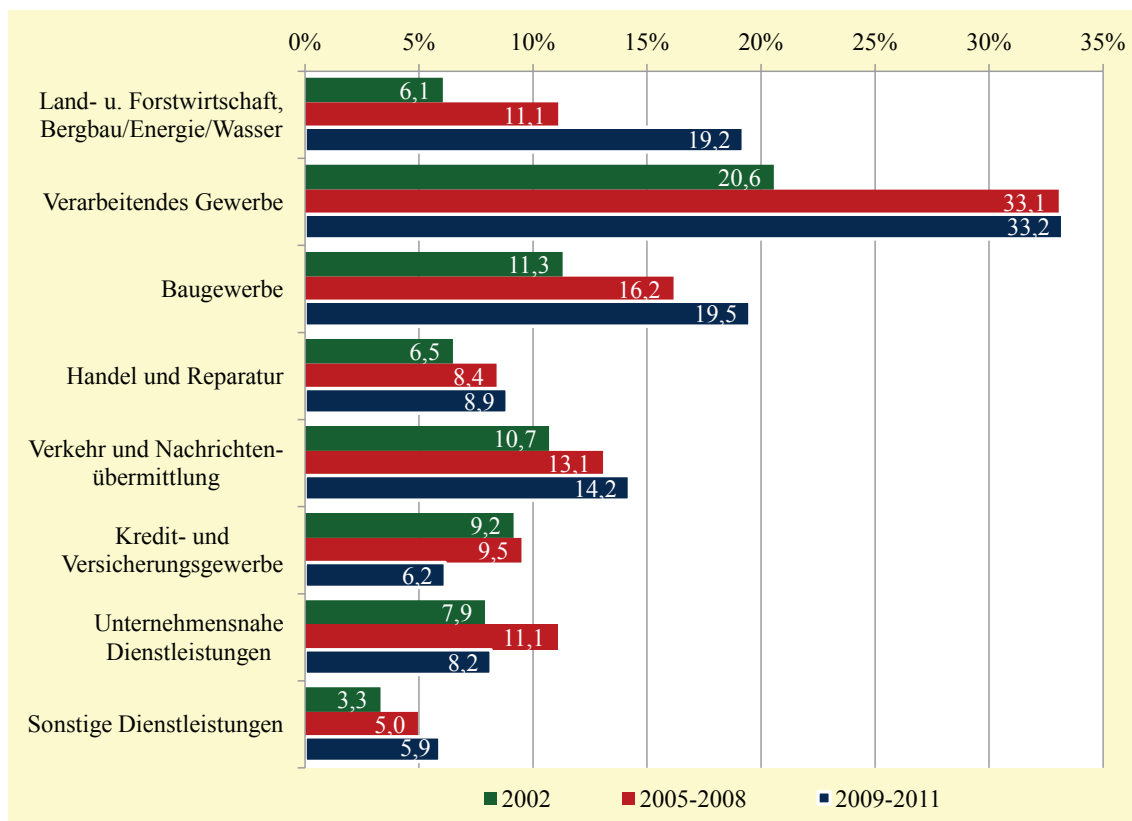


Abbildung 4.5: Anteil der Nutzerbetriebe nach Wirtschaftszweigen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2002, 2005-2011, gewichtete Auswertung, eigene Berechnung.

figer Leiharbeit nach, der durchschnittliche Anteil an Leiharbeitskräften verringert sich jedoch geringfügig.

4.4.1.2 Unterschiede zwischen Wirtschaftszweigen

Beachtliche Unterschiede in der Leiharbeitsnutzung sind auch zwischen den Wirtschaftszweigen festzustellen. In den Abbildungen 4.5 und 4.6 sind der Anteil der Leiharbeit nutzenden Betriebe und die Intensität der Nutzung getrennt nach Wirtschaftszweigen dargestellt.²¹

²¹Für die deskriptive Analyse wurden die 36 bzw. 37 verschiedenen Branchen zu acht Wirtschaftszweigen zusammengefasst (vgl. Tabellen A.1 und A.2). Den untersuchten Zeiträumen 2002, 2005-2008 und 2009-2011 liegen unterschiedliche Wirtschaftszweigklassifikationen zugrunde, nämlich die Klassifikationen WZ 1993, WZ 2003 und WZ 2008. Branchenvergleiche zwischen 2002 und 2005-2008 sind trotz Einführung der WZ 2003 ab der Welle 2004 uneingeschränkt möglich, da die Zuordnung lediglich innerhalb der Branchengruppen angepasst wurde (vgl. Fi-

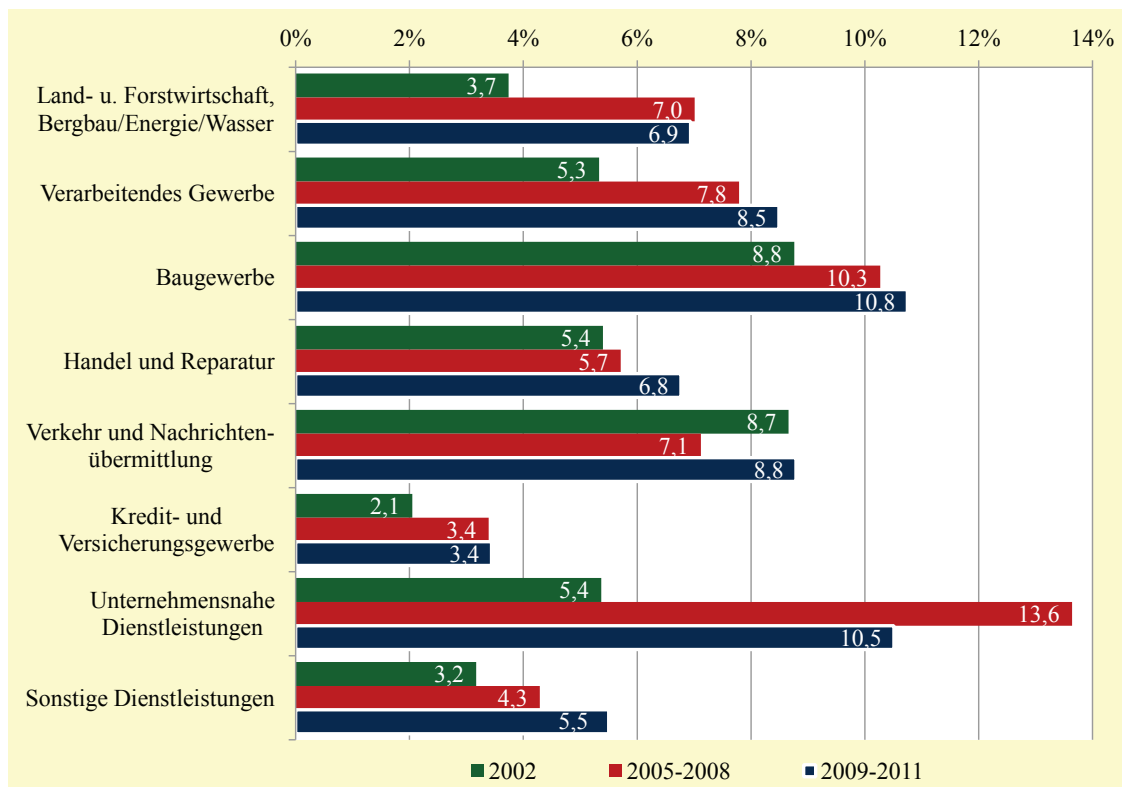


Abbildung 4.6: Nutzungsintensität nach Wirtschaftszweigen, Betriebe mit Leiharbeit. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2002, 2005-2011, gewichtete Auswertung, eigene Berechnung.

Auffällig hoch ist die Verbreitung der Leiharbeit in den Branchen des Verarbeitenden Gewerbes. Hier greift im Durchschnitt jeder dritte Betrieb auf Leiharbeit zurück. Crimmann et al. (2009: 25), die eine feinere Branchengliederung verwenden, stellen zudem fest, dass Leiharbeit innerhalb des Verarbeitenden Gewerbes besonders häufig im Bereich der Investitions- und Gebrauchsgüterherstellung eingesetzt wird. Die Autoren weisen außerdem darauf hin, dass die starke Verbreitung der Leiharbeit im Verarbeitenden Gewerbe teilweise auf den überdurchschnittlich hohen Anteil an mittleren und großen Betrieben zurückzuführen ist. Im Hinblick auf den Einsatz von Leiharbeit in den übrigen Wirtschaftszweigen ist festzustellen, dass Leiharbeit auch

scher et al. 2009: 136). Substanzielle Änderungen ergaben sich hingegen durch die Umstellung auf die Klassifikation WZ2008, die ab der Welle 2009 verwendet wird (vgl. z. B. Schröpfer et al. 2011). Daher wird auf eine vergleichende Interpretation der Branchenergebnisse der beiden Zeiträume 2005-2008 und 2009-2011 verzichtet.

in Betrieben des Primären Sektors und des Baugewerbes häufiger genutzt wird als im Dienstleistungsbereich.

Betrachtet man die Intensität der Nutzung, zeigt sich für Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes, dass der Anteil der Leiharbeitskräfte zwischen 2005 und 2008 bei knapp 8 % liegt. Vergleichsweise niedrig fallen die Leihbeschäftigtenanteile im Kredit- und Versicherungsgewerbe und im Bereich sonstiger Dienstleistungen aus. Relativ hohe Nutzungsintensitäten weisen dagegen das Baugewerbe (mit rund 10 %) und der Bereich unternehmensnaher Dienstleistungen (mit rund 13,6 %) auf.²²

Vergleicht man den Zeitraum 2005-2008 mit dem Vorreformjahr 2002 fällt auf, dass sowohl der Anteil der Nutzerbetriebe als auch die Intensität der Nutzung in jedem Wirtschaftszweig deutlich ansteigt. Eine Ausnahme bilden Betriebe im Bereich Verkehr und Nachrichtenübermittlung, die ihren Anteil an Leihbeschäftigten etwas verringern. Während das Verarbeitende Gewerbe den größten Zuwachs hinsichtlich der Verbreitung der Leiharbeit verzeichnet, weisen Betriebe, die Dienstleistungen überwiegend für Unternehmen erbringen, den mit Abstand höchsten Anstieg der Nutzungsintensität auf.

4.4.1.3 Unterschiede zwischen Bundesländern

Erhebliche Unterschiede in der Verbreitung der Leiharbeit und der Nutzungsintensität bestehen auch zwischen den Bundesländern (vgl. Abb. 4.7). Zum einen ist festzustellen, dass Leiharbeit häufiger in den Stadtstaaten genutzt wird. Pfeifer (2006: 210) führt dies auf Unterschiede im Arbeitsangebot zurück. Demnach fällt das Arbeitsangebot in Ballungsräumen tendenziell höher aus als in weniger dicht besiedelten Regionen, so dass für Betriebe in Stadtstaaten ein geringerer Anreiz besteht, langfristige Beschäftigungsverhältnisse einzugehen. Unterschiede im Arbeitsangebot könnten auch erklären, warum Leiharbeit in den strukturell schwächeren Regionen

²²Ein Teil der starken Nachfrage im Baugewerbe ist vermutlich witterungsbedingt. Hinsichtlich des Bereichs unternehmensnaher Dienstleistungen vermuten Crimmann et al. (2009: 24), dass ein relativ hoher Anteil der Tätigkeiten in dieser Branche geringe Qualifikationen erfordert und deshalb verstärkt auf Leiharbeit zurückgegriffen wird.

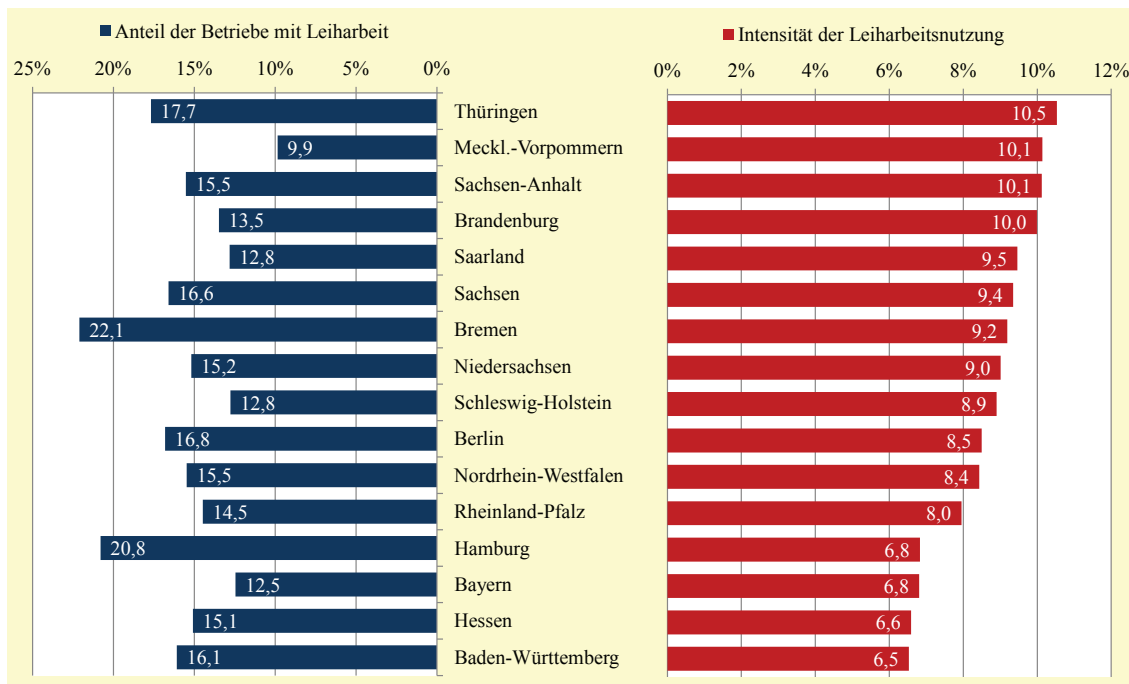


Abbildung 4.7: Anteil der Nutzerbetriebe und Nutzungsintensität nach Bundesländern. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, gewichtete Auswertung, eigene Berechnung.

Deutschlands weitaus intensiver eingesetzt wird. So liegt der betriebliche Anteil der Leihbeschäftigten in den ost- und norddeutschen Bundesländern sowie im Saarland im Durchschnitt zwischen 9 und 10,5 % bezogen auf den Zeitraum 2005-2008. In den strukturstarken Ländern Baden-Württemberg, Bayern und Hessen sind hingegen deutlich geringere Nutzungsintensitäten von weniger als 7 % zu verzeichnen.

4.4.2 Unterschiede zwischen (Nutzer-)Betrieben nach Einflussgrößen

Im vorangegangenen Abschnitt ist aufgezeigt worden, welche Unterschiede in der betrieblichen Leiharbeitsnachfrage zwischen den Betriebsgrößen, Wirtschaftszweigen und Bundesländern bestehen. Nun wird deskriptiv untersucht, inwieweit sich Betriebe bezüglich jener Eigenschaften unterscheiden, die zur Erklärung der betrieblichen Nachfrage nach Leiharbeit herangezogen werden. Hierbei werden zum einen

Betriebe mit und ohne Leiharbeitsnutzung vergleichend betrachtet. Zum anderen wird unter Verwendung der 20%-Schwelle untersucht, welche Unterschiede zwischen Betrieben mit intensiver und solchen mit moderater Nutzung bestehen.²³

Für jede der vier Gruppen werden die Mittelwerte der möglichen Einflussgrößen berechnet, und zwar gepoolt für den Hauptuntersuchungszeitraum 2005-2008. Die Mittelwerte für die beiden Gruppenpaare Nutzer- vs. Nichtnutzerbetriebe und Intensiv- vs. Nichtintensivnutzer werden jeweils einem *t*-Test auf Gleichheit der Mittelwerte unterzogen.²⁴ Mittelwerte und Testergebnisse sind in Tabelle 4.8 abgebildet.

Zwischen Betrieben mit und ohne Leiharbeit sind beachtliche Unterschiede festzustellen. So ist die Nullhypothese der Mittelwertgleichheit für jede der betrieblichen Eigenschaften eindeutig abzulehnen, mit Ausnahme des technischen Stands der Anlagen. Demnach weisen Nutzerbetriebe im Durchschnitt ein signifikant höheres Lohnniveau²⁵ und einen deutlich höheren Anteil einfacher Tätigkeiten auf. Sie greifen seltener auf befristete und andere Formen atypischer Beschäftigung zurück. Nutzerbetriebe binden sich im Vergleich zu Betrieben ohne Leiharbeit häufiger an einen Branchentarifvertrag und sie sind öfter durch Betriebsräte mitbestimmt. Unter den Nutzerbetrieben befinden sich anteilig mehr Kapitalgesellschaften und Betriebe in ausländischer Hand. Zudem sind sie stärker im Exportgeschäft tätig als Betriebe, die Leiharbeit nicht nutzen.

Deutliche Diskrepanzen sind auch zwischen Betrieben mit intensiver und moderater Nutzung zu erkennen. So zeigt sich, dass Intensivnutzer im Durchschnitt schlechter entlohnen als Betriebe mit geringeren Anteilen an Leiharbeitskräften. Sie beschäftigen anteilig mehr Geringqualifizierte und vereinbaren häufiger befristete Arbeitsverträge. Zudem sind sie seltener tarifgebunden und mitbestimmt als andere

²³Detaillierte deskriptive Statistiken sind getrennt für die untersuchten Zeiträume 2002, 2005-2008 und 2009-2011 im Anhang in den Tabellen B.1-B.4 dargestellt.

²⁴Hierbei wird ein Zweistichprobenfall mit annahmegemäß ungleichen (und unbekanntem) Varianzen zugrunde gelegt.

²⁵Die Sichtung der Verteilungseigenschaften ergab, dass das Lohnniveau in einigen Betrieben unplausibel hohe und geringe Werte aufweist. Um zu vermeiden, dass fehlerhafte Angaben in die Analyse eingehen, wurden deshalb die Beobachtungen des untersten und obersten Perzentils der Lohnverteilung jeweils aus den Datensätzen für die Zeiträume 2002, 2005-2008 und 2009-2011 entfernt. Die deskriptiven Auswertungen im Abschnitt 4.4.1 bleiben davon unberührt.

Tabelle 4.8: Mittelwerte möglicher Einflussgrößen und Ergebnisse der Tests auf Gleichheit der Mittelwerte

Variable	Nicht-Nutzerbetriebe	Nutzerbetriebe	Betriebe mit Nutzungsintensität	
			≤ 20 %	> 20 %
H1: Lohnniveau	2,276	2,744 ***	2,771	2,440 ***
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,197	0,209 ***	0,206	0,234 **
Gewinn-/Kapitalbeteilig.†	0,260	0,420 ***	0,426	0,345 **
H2: Anteil befristet Beschäft.	0,078	0,063 ***	0,062	0,080 ***
H3: Tarifbindung	0,467	0,506 ***	0,511	0,450 **
übertarifliche Entlohnung	0,270	0,385 ***	0,384	0,390
H4: Betriebsrat	0,421	0,713 ***	0,723	0,592 ***
H5: Kapitalgesellschaft	0,057	0,089 ***	0,091	0,064 **
in ausländischem Eigentum	0,061	0,167 ***	0,167	0,164
managergeführt†	0,389	0,560 ***	0,563	0,531
H6: exporttätig	0,264	0,591 ***	0,601	0,474 ***
Exportintensität	7,550	22,577 ***	23,054	17,107 ***
hoher Wettbewerbsdruck†	0,461	0,503 ***	0,495	0,589 **
erwarteter Umsatzanstieg	0,271	0,403 ***	0,397	0,465 ***
unsichere Umsatzentwickl.	0,054	0,045 ***	0,044	0,055
Erweiterungsinvestitionen	0,424	0,607 ***	0,606	0,618
Anteil offener Stellen	0,016	0,014 ***	0,011	0,044 ***
guter technischer Stand	0,712	0,715	0,714	0,726
Anteil atypisch Beschäft.	0,266	0,126 ***	0,130	0,079 ***
Einbetriebsunternehmen	0,686	0,552 ***	0,551	0,564
# Beobachtungen	13.941	5.682	5.226	456

*, **, *** Unterschied der Mittelwerte signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. † abweichende Fallzahl. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, eigene Berechnung.

Nutzerbetriebe. Weiter lässt sich feststellen, dass Intensivnutzer seltener als Kapitalgesellschaft firmieren, seltener exportieren und deutlich häufiger unter hohem Wettbewerbsdruck stehen als andere Nutzerbetriebe. Insgesamt bleibt festzuhalten, dass die dargelegten Unterschiede zwischen Intensiv- und anderen Nutzerbetrieben überwiegend die erwartete Richtung aufweisen. Davon ausgenommen sind die Differenzen im Lohnniveau, der Tarifbindung, der Rechtsform und der Eigentümerstruktur.²⁶

²⁶Auf einen Vergleich der Mittelwerte von Betrieben, die als Strategie- bzw. Reaktivnutzer klassifiziert werden, wird aufgrund der geringen Anzahl an Strategienutzer-Beobachtungen verzichtet.

5 Empirische Analyse von betrieblichen Determinanten der Nutzungsintensität

Im Folgenden werden die aufgestellten Hypothesen im Hinblick auf die Nutzungsintensität überprüft. Zunächst werden die dazu verwendeten ökonometrischen Methoden beschrieben. Zudem wird dargelegt, welche Tests zur Modelldiagnose und zur Modellselektion herangezogen werden. Im Anschluss daran werden die Ergebnisse der Schätzungen vorgestellt.

5.1 Ökonometrische Methoden

5.1.1 Überblick

Um den Einfluss der strategischen Motive auf die betriebliche Nutzungsintensität zu untersuchen, werden mehrere Modelle herangezogen. Bevor eine ausführliche Beschreibung der Modelle erfolgt, wird zunächst ein kurzer Überblick gegeben (vgl. Tabelle 5.1).

Zur Erklärung der Nutzungsintensität wird der Anteil der Leihbeschäftigten an allen Beschäftigten im Betrieb als abhängige Variable y verwendet. Um Selektionsverzerrungen zu vermeiden, werden neben Betrieben mit einer bestimmten Nutzungsintensität im Intervall $(0, 1)$ auch Betriebe berücksichtigt, die Leiharbeit nicht einsetzen, d. h. für die sich die Randlösung null ergibt. Somit liegt eine beschränkt abhängige Variable vor, die eine Anhäufung von Beobachtungen an der Stelle $y = 0$ aufweist und die für $0 < y < 1$ kontinuierlich verteilt ist. Die im Abschnitt 3.7 beschriebenen

Hypothesen werden anhand von Modellen überprüft, die die nichtlineare Beziehung zwischen dem bedingten Erwartungswert der Nutzungsintensität, $E[y|\mathbf{x}]$, und den Regressoren \mathbf{x} berücksichtigen.¹ Hierbei wird ausgenutzt, dass sich $E[y|\mathbf{x}]$ zerlegen lässt und zwar in die Wahrscheinlichkeit für einen Leiharbeitseinsatz, $P(y > 0|\mathbf{x})$, und die erwartete Nutzungsintensität bei gegebenem Einsatz, $E[y|\mathbf{x}, y > 0]$:

$$\begin{aligned} E[y|\mathbf{x}] &= P(y > 0|\mathbf{x}) E[y|\mathbf{x}, y > 0] + P(y = 0|\mathbf{x}) \underbrace{E[y|\mathbf{x}, y = 0]}_{=0} \\ &= P(y > 0|\mathbf{x}) E[y|\mathbf{x}, y > 0] \end{aligned} \quad (5.1)$$

(vgl. z. B. Wooldridge 2010b: 672).

Werden unternehmerische Entscheidungen mit dem Ziel der Gewinnmaximierung getroffen, ergibt sich die betriebliche Nutzungsintensität aus einem einstufigen Entscheidungsprozess: Leiharbeit wird entweder gar nicht oder in einem bestimmten Umfang nachgefragt.² Zur Modellierung eines einstufigen Entscheidungsprozesses wird üblicherweise das Tobit-Modell (Tobin 1958) verwendet. Es beruht auf der Annahme, dass Teilnahme- und Mengenentscheidung demselben stochastischen Prozess zugrunde liegen (vgl. Blundell/Meghir 1987). Folglich wird unterstellt, dass die betrieblichen Faktoren, die einen Effekt auf die Entscheidung über den Leiharbeitseinsatz besitzen, gleichermaßen auch die Entscheidung über die Nutzungsintensität beeinflussen.

Einsatz- und Intensitätsentscheidung können jedoch in unterschiedlicher Weise von den betrieblichen Einflussfaktoren abhängen bzw. durch verschiedene Faktoren determiniert sein, insbesondere wenn Art und Umfang der Kosten für einen Leiharbeitseinsatz zwischen Entleihbetrieben und potenziellen Nutzern divergieren. Während beispielsweise eine Umsatzsteigerung in Entleihbetrieben zu einer wach-

¹Es lässt sich zeigen, dass die Kleinst-Quadrate-Methode im linearen Regressionsmodell inkonsistente Schätzer liefern kann (vgl. Wooldridge 2010b: 668). Somit sind die Schätzergebnisse bei Seifert/Brehmer (2008), die ein lineares Regressionsmodell zur Erklärung der Nutzungsintensität verwenden, möglicherweise nicht konsistent, zumal die Autoren Betriebe ohne Leiharbeit von der Analyse ausschließen und damit eine potenzielle Selektionsverzerrung in Kauf nehmen.

²Analog rechtfertigen z. B. Wagner (2001) und Ramalho et al. (2011) die Verwendung einstufiger Modelle.

Tabelle 5.1: Wichtige Eigenschaften der verwendeten Modelle

Eigenschaft	Tobit-Modell	EH-Modell	DH-Modell	Einteiliges FA-Modell	Zweiteiliges FA-Modell
Entscheidungsprozess	einstufig	zweistufig	zweistufig	einstufig	zweistufig
Annahme unabhängiger Entscheidungen	-	notwendig	nicht notwendig	-	notwendig
Annahme normalverteilter u. homoskedastischer Störterme	notwendig	notwendig	notwendig	nicht notwendig	nicht notwendig
Kontrolle unbeobachteter Heterogenität	möglich	nicht möglich	nicht möglich	möglich	nicht möglich
Schätzwerte für $E[y \mathbf{x}]$ mglw. größer eins	ja	ja	ja	nein	nein

EH-Modell: einfaches Hürdenmodell, DH-Modell: Doppelhürdenmodell, FA-Modell: fraktionelles Antwortmodell. *Quelle:* Eigene Darstellung.

senden Leiharbeitsnachfrage führen kann, entscheiden sich potenzielle Nutzer möglicherweise gegen den Einsatz von Leiharbeit aufgrund von zusätzlichen Kosten, die etwa für die Suche nach einem passenden Verleihunternehmen anfallen. In diesem Zusammenhang wird von einem zweistufigen Entscheidungsprozess gesprochen, bei dem der Betrieb zunächst die Entscheidung für oder gegen den Einsatz von Leiharbeit trifft und im zweiten Schritt die Zahl der Leiharbeitnehmer und damit die Nutzungsintensität festlegt.

Zur Modellierung eines zweistufigen Entscheidungsprozesses wird auf zwei Verallgemeinerungen des Tobit-Modells zurückgegriffen. Zum einen wird das einfache Hürdenmodell von Cragg (1971) verwendet. Es erlaubt die Schätzung getrennter Koeffizienten, indem Teilnahme- und Mengenentscheidung separat modelliert werden. Um zu berücksichtigen, dass Teilnahme- und Mengenentscheidung möglicherweise voneinander abhängen, wird das Doppelhürdenmodell von Blundell/Meghir (1987) herangezogen.³

³Die Modelle werden in der angewandten Literatur häufig als *Single-Hurdle-Model* und *Double-Hurdle-Model* bezeichnet (vgl. z. B. Yen 2005). Sie werden hauptsächlich in der empirischen Konsum- und Gesundheitsökonomik eingesetzt, aber auch im Bereich der Zeitallokation und der Arbeitsmarktökonomik, siehe z. B. Sousa-Poza et al. (2001) oder Carlin/Flood (1997).

Die Konsistenz der Koeffizientenschätzer setzt im Tobit- und den beiden Hürdenmodellen sowohl normalverteilte als auch homoskedastische Störterme voraus (vgl. Maddala/Nelson 1975, Arabmazar/Schmidt 1982). Um die Annahme konsistenter Schätzer beizubehalten, wird erstens Heteroskedastizität explizit modelliert. Zweitens wird die abhängige Variable einer Transformation unterzogen, wobei zwischen der Transformation nach Box/Cox (1964) sowie der Transformation durch die inverse hyperbolische Sinusfunktion nach Johnson (1949) und Burbidge et al. (1988) gewählt wird. Die Integration der beiden Transformationen in das Tobit-Modell schlagen erstmals Reynolds/Shonkwiler (1991) zur Modellierung nicht normalverteilter Konsumausgaben und Lankford/Wyckoff (1991) zur Analyse des Spendenverhaltens vor.⁴

Ogleich die beiden Annahmen, Normalverteilung und Homoskedastizität, in den verwendeten Tobit- und Hürdenmodellen dadurch gelockert werden können, ist deren Verletzung dennoch nicht auszuschließen. Überdies kann die Natur der abhängigen Variablen y nicht angemessen berücksichtigt werden, da für die erwartete Intensität der Leiharbeitsnutzung, $E[y|\mathbf{x}]$, Schätzwerte größer eins möglich sind. Ungeachtet dieser Nachteile wurde bislang (neben dem linearen Regressionsmodell) stets das einfache Tobit-Modell zur Erklärung der Nutzungsintensität herangezogen, und zwar ohne explizite Modellierung von Heteroskedastizität oder der Transformation der abhängigen Variablen (vgl. Abschnitt 3.2 für eine Übersicht dieser Studien).⁵

Eine Modellklasse, die mit weitaus weniger restriktiven Konsistenzannahmen auskommt und zur Modellierung von Anteilswerten geeignet ist, sind so genannte fraktionelle Antwortmodelle. Das von Papke/Wooldridge (1996, 2008) vorgeschlagene einteilige fraktionelle Antwortmodell (*Fractional Response Model*) basiert auf der GLM-Methode⁶ und stellt im Grunde die Erweiterung des binären Entscheidungs-

⁴Yen (1995) integriert die inverse hyperbolische Sinusfunktion und Yen (1993) die Box-Cox-Transformation in das einfache Hürdenmodell. Die Integration in das Doppelhürdenmodell mit abhängigen Störtermen erfolgt bei Yen/Jones (1997) und Yen/Jones (1996). Für eine Übersicht siehe Jones/Yen (2000).

⁵Neben der Arbeitsmarktökonomik wird auch in anderen Bereichen der ökonomischen Forschung auf Tobit- und Hürdenmodelle zurückgegriffen, um beschränkt abhängige Anteilsvariablen zu modellieren (vgl. z. B. Benner/Mane 2011, Lin et al. 2009).

⁶GLM steht für *Generalized Linear Models*, siehe McCullagh/Nelder (1989) für einen Überblick.

modells um kontinuierliche Beobachtungswerte im Bereich $(0,1)$ dar. Ebenso wie das Tobit-Modell unterstellt es einen einstufigen Entscheidungsprozess. Darüber hinaus schlagen Ramalho/Silva (2009) ein zweiteiliges fraktionelles Antwortmodell vor (*Two-Part Fractional Response Model*), das analog zu den Hürdenmodellen einen zweistufigen Entscheidungsprozess beschreibt. Hierbei wird die Einsatzentscheidung durch ein binäres Modell, die Entscheidung über die Nutzungsintensität durch ein fraktionelles Antwortmodell abgebildet. Anders als im Doppelhürdenmodell von Blundell/Meghir (1987) muss allerdings unterstellt werden, dass beide Entscheidungen unabhängig voneinander getroffen werden. Fraktionelle Antwortmodelle werden seit einigen Jahren verstärkt verwendet, insbesondere um Unternehmensentscheidungen zu erklären. So untersuchen Ramalho et al. (2011) die Determinanten der Kapitalstruktur und Ramalho/Silva (2012) den Verschuldungsgrad portugiesischer Unternehmen. Eickelpasch/Vogel (2011) und Wagner (2001) modellieren die Exportintensität und Neubäumer/Kohaut (2007) das Weiterbildungsverhalten von Betrieben in Deutschland. Zur Erklärung der betrieblichen Intensität der Leiharbeitsnutzung wurden fraktionelle Antwortmodelle bislang nicht herangezogen.

Da anzunehmen ist, dass unbeobachtete Heterogenität zwischen den Betrieben vorliegt, werden unbeobachtete Effekte sowohl im Tobit-Modell als auch im einteiligen fraktionellen Antwortmodell berücksichtigt. Hierbei wird die Methode von Chamberlain (1980) und Mundlak (1978) verwendet, die eine Korrelation zwischen unbeobachteten Effekten und den betrieblichen Faktoren zulässt. Im Gegensatz zu den beiden einstufigen Modellen kann unbeobachtete Heterogenität in den beiden Hürdenmodellen sowie im zweiteiligen fraktionellen Antwortmodell bislang nicht kontrolliert werden. Die zweistufigen Modelle werden daher gepoolt geschätzt.⁷

Im Hinblick auf die Interpretation der geschätzten Effekte ist darauf hinzuweisen, dass kausale Aussagen auf Basis der hier verwendeten multivariaten Methoden nicht zulässig sind. Zum einen kann unbeobachtete Heterogenität in sämtlichen zwei-

⁷Da sowohl das Tobit- als auch das einteilige fraktionelle Antwortmodell einen einstufigen Entscheidungsprozess beschreibt, werden sie zur besseren Verständlichkeit im Folgenden auch als einstufige Modelle bezeichnet. Analog dazu sind mit zweistufigen Modellen die beiden Hürdenmodelle sowie das zweiteilige fraktionelle Antwortmodell gemeint.

stufigen Modellen nicht kontrolliert werden. Zum anderen ist nicht auszuschließen, dass eine oder mehrere der erklärenden Variablen endogen sind. Auf Grundlage der Schätzergebnisse lassen sich jedoch Aussagen zum statistischen Zusammenhang zwischen den erklärenden Größen und der Nutzungsintensität treffen.⁸

Im Folgenden werden die verwendeten Modelle näher beschrieben, wobei überwiegend auf die Notation von Wooldridge (2010b) zurückgegriffen wird.

5.1.2 Tobit-Modell mit unbeobachteten Effekten

Für einen beliebigen Betrieb i in Periode t ist das Tobit-Modell gegeben durch

$$y_{it}^* = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it} \quad (5.2)$$

$$y_{it} = \max(0, y_{it}^*) \quad t = 1, \dots, T \quad i = 1, \dots, N \quad (5.3)$$

(vgl. Tobin 1958, Wooldridge 2010b: 707 f.).

y_{it}^* bezeichnet eine latente abhängige Variable, \mathbf{x}_{it} den $1 \times k$ Vektor der erklärenden Variablen mit $x_1 \equiv 1$, $\boldsymbol{\beta}$ den $k \times 1$ Parametervektor. c_i sei der zeitkonstante betriebsspezifische unbeobachtete Effekt und u_{it} ein normalverteilter Störterm. Die beobachtbare abhängige Variable y_{it} nimmt den Wert null an, wenn Leiharbeit im Betrieb i zum Zeitpunkt t nicht genutzt wird ($y_{it}^* \leq 0$). Andernfalls entspricht y_{it} der Nutzungsintensität, die definitionsgemäß im Intervall $(0, 1)$ liegt ($0 < y_{it}^* < 1$).

⁸Eine umgekehrte Kausalität ist insbesondere im Hinblick auf das betriebliche Lohnniveau, das als erklärende Variable herangezogen wird, nicht auszuschließen. So könnte der verstärkte Einsatz von Leiharbeit theoretisch zu einer Abmilderung von Lohnsteigerungen und damit zu einem vergleichsweise geringeren Lohnniveau führen (vgl. dazu die Abschnitte 3.4.2 und 3.5.2). Für beschränkt abhängige Anteilsvariablen schlagen Ramalho/Ramalho (2012b) ein Panelverfahren vor, das neben endogenen erklärenden Variablen sowohl zeitkonstante als auch zeitvariante unbeobachtete Heterogenität berücksichtigt. Zur Anwendung dieser Methode sind jedoch weitaus mehr Beobachtungen notwendig als auf Grundlage der hier verwendeten Daten zur Verfügung stehen. Da es sich bei dem Modell von Ramalho/Ramalho (2012b) wie im Falle des Tobit- und des einteiligen fraktionellen Antwortmodells um ein einstufiges Modell handelt, wäre zudem zu erwarten, dass auch hier die Schätzergebnisse von der Einsatzentscheidung dominiert werden.

Um β identifizieren zu können, wird strikte Exogenität unterstellt, d. h. für den bedingten Erwartungswert der Nutzungsintensität gilt

$$E[y_{it} | \mathbf{x}_i, c_i] = E[y_{it} | \mathbf{x}_{it}, c_i] \quad (5.4)$$

mit $\mathbf{x}_i \equiv (\mathbf{x}_{i1}, \mathbf{x}_{i2}, \dots, \mathbf{x}_{iT})$. Es ist zu vermuten, dass der unbeobachtete Effekt c_i mit den erklärenden Variablen in \mathbf{x}_{it} korreliert ist. Beispielsweise könnte das betriebliche Lohnniveau oder die Exportorientierung von der (unbeobachteten) strategischen Ausrichtung der Geschäftsführung abhängen. Aus diesem Grund wird auf die Methode von Chamberlain (1980) und Mundlak (1978) zurückgegriffen, die eine Korrelation zwischen dem zeitkonstanten unbeobachteten Effekt und den Regressoren zulässt. Hierbei wird für c_i die Verteilungsannahme

$$c_i | \mathbf{x}_i \sim N(\psi + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}, \sigma_a^2) \quad (5.5)$$

getroffen. Konkret wird also angenommen, dass c_i bedingt auf \mathbf{x}_i normalverteilt ist und im Erwartungswert mit den betriebspezifischen Mittelwerten $\bar{\mathbf{x}}_i \equiv T^{-1} \sum_{t=1}^T \mathbf{x}_{it}$ korreliert sein darf. ψ und der $k \times 1$ Vektor $\boldsymbol{\xi}$ bezeichnen dabei die zu schätzenden Parameter. Folglich kann c_i als $\psi + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi} + a_i$ geschrieben werden, wobei a_i den (durch die Mittelwerte) nicht erklärbaren Teil des unbeobachteten Effekts darstellt. Das Tobit-Modell mit korrelierten zufälligen Effekten (CRE Tobit-Modell⁹) lässt sich damit in latenter Variablenform ausdrücken als

$$y_{it}^* = \psi + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi} + a_i + u_{it} \quad (5.6)$$

$$a_i | \mathbf{x}_i \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (5.7)$$

$$u_{it} | \mathbf{x}_i, a_i \sim N(0, \sigma_u^2) \quad (5.8)$$

(vgl. Wooldridge 2010b: 708).

⁹Modelle mit korrelierten zufälligen Effekten (*Correlated Random Effects*) werden in Anlehnung an Wooldridge (2010b) im Weiteren mit CRE bezeichnet.

Neben der Normalverteilungsannahme für a_i wird die Annahme getroffen, dass der idiosynkratische Störterm u_{it} unabhängig von \mathbf{x}_i und a_i ebenfalls normalverteilt sei. Aus (5.7) und (5.8) ergibt sich für den zusammengesetzten Störterm $v_{it} \equiv a_i + u_{it}$ die Verteilungsannahme

$$v_{it} | \mathbf{x}_i \sim N(0, \sigma^2). \quad (5.9)$$

Nun lässt sich der Erwartungswert $E[y|\mathbf{x}, c]$ ausdrücken als

$$E[y_{it} | \mathbf{x}_{it}, c_i] = \underbrace{\Phi\left(\frac{\psi + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\xi}}{\sigma}\right)}_{P(y>0|\mathbf{x},c)} \underbrace{\left[\psi + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\xi} + \sigma \frac{\phi\left(\frac{\psi + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\xi}}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{\psi + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\xi}}{\sigma}\right)}\right]}_{E[y|\mathbf{x},c,y>0]} \quad (5.10)$$

(vgl. Wooldridge 2010b: 710).

ϕ bezeichnet die Dichtefunktion der Standardnormalverteilung, Φ die dazugehörige Verteilungsfunktion. Die unbekannt Parameter(-vektoren) werden mittels der partiellen Maximum-Likelihood-Methode geschätzt (vgl. Wooldridge 2010b: 486 ff., 710).¹⁰ Der Log-Likelihoodbeitrag des Betriebs i zum Zeitpunkt t ergibt sich aus

$$\begin{aligned} \ell_{it}(\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma^2) &= 1 [y_{it} = 0] \ln \left[1 - \Phi\left(\frac{\psi + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\xi}}{\sigma}\right) \right] \\ &+ 1 [y_{it} > 0] \left[\ln \phi\left(\frac{y_{it} - \psi - \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} - \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\xi}}{\sigma}\right) - \frac{\ln(\sigma^2)}{2} \right] \end{aligned} \quad (5.11)$$

(vgl. Wooldridge 2010b: 676).

Die Log-Likelihoodfunktion $L(\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma^2)$ erhält man aus der Summe der partiellen Likelihoodbeiträge $\ell_i(\cdot)$ mit

$$\ell_i(\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma^2) \equiv \sum_{t=1}^T \ell_{it}(\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma^2). \quad (5.12)$$

¹⁰Im Gegensatz zur klassischen Maximum-Likelihood-Methode wird hier lediglich die Annahme getroffen, dass die partiellen Dichten $f_t(y_{it}|\mathbf{x}_{it}, \psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma^2)$ korrekt spezifiziert sind, nicht jedoch zwangsläufig die gemeinsame Dichte $f(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT}|\cdot) = f_1(y_{i1}|\cdot) \cdot f_2(y_{i2}|\cdot) \cdot \dots \cdot f_T(y_{iT}|\cdot)$.

Maximierung von $L(\cdot)$ über ψ , β , ξ und σ^2 liefert die Schätzer $\hat{\psi}$, $\hat{\beta}$, $\hat{\xi}$ und $\hat{\sigma}^2$. Es wird (wie auch im Weiteren) angenommen, dass die zum Zeitpunkt t im Stichprobenumfang $i = 1, \dots, N_t$ enthaltenen Betriebe unabhängig voneinander und identisch verteilt sind.¹¹

Da ein unbalancierter Paneldatensatz vorliegt, ist eine entsprechende Anpassung der Modellspezifikation erforderlich, um selektionsbedingte Verzerrungen zu vermeiden (vgl. Wooldridge 2010a: 22 ff.).¹² Für die Anzahl der Wellen $\tau = 1, \dots, \mathcal{T}$, die ein Betrieb im Panel enthalten ist, werden Dummy-Variablen $g_{i1}, g_{i2}, \dots, g_{i\mathcal{T}-1}$ mit den zu schätzenden Parametern $\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_{\mathcal{T}-1}$ aufgenommen. Darüber hinaus werden die Mittelwerte \bar{x}_i mit $g_{i\tau}$ interagiert, so dass separate, wellenanzahlspezifische Parametervektoren $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_{\mathcal{T}-1}$ zu schätzen sind. Mittels eines Wald-Tests wird die Nullhypothese überprüft, dass die erklärenden Variablen und die unbeobachteten Effekte nicht korreliert sind, $H_0: \xi_1 = 0, \xi_2 = 0, \dots, \xi_{\mathcal{T}-1} = 0$. Um zu überprüfen, ob die Anpassung der Modellspezifikation an die unbalancierte Panelstruktur erforderlich ist, wird zudem die Nullhypothese der Gleichheit der wellenanzahlspezifischen Koeffizienten getestet, $H_0: \xi_1 = \xi_2 = \dots = \xi_{\mathcal{T}-1}, \psi_1 = \psi_2 = \dots = \psi_{\mathcal{T}-1}$. Kann die Nullhypothese der Gleichheit nicht verworfen werden, erfolgt unter dieser Koeffizientenrestriktion eine erneute Schätzung des Modells. Die Koeffizientenrestriktion wird nur dann beibehalten, wenn hinsichtlich Signifikanz und Richtung der geschätzten Koeffizientenvektoren $\hat{\beta}$ keine substantziellen Unterschiede erkennbar sind.

Da die Störterme v_{it} mit hoher Wahrscheinlichkeit seriell miteinander korreliert sind, werden (wie auch im Weiteren) cluster-robuste Standardfehler geschätzt, die gegenüber serieller Korrelation in den Gradienten der Log-Likelihoodfunktion robust sind (vgl. Guilkey/Murphy 1993, Cameron/Trivedi 2010: 84 f., Wooldridge 2010b: 490 ff.).

¹¹Zur Maximierung der Log-Likelihoodfunktion wird der Newton-Raphson-Algorithmus verwendet (vgl. Gould et al. 2010: 16 ff.).

¹²Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird auf eine explizite Darstellung des angepassten Modells verzichtet.

these getestet, dass die bedingte Varianz der verallgemeinerten Störterme konstant ist. Die Nullhypothese lässt sich ausdrücken als

$$H_0: E[m_{it}(\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma^2) | \mathbf{x}_{it}, c_i] = 0 \quad \text{mit}$$

$$m_{it}(\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma^2) = 1[y_{it} > 0] \left(\frac{v_{it}}{\sigma} \right)^2 + 1[y_{it} = 0] (1 - \mathbf{z}_{it} \boldsymbol{\lambda}_{it}). \quad (5.15)$$

Beide Hypothesen werden jeweils anhand eines regressionsbasierten LM-Tests überprüft (vgl. auch Greene 2008: 876 f., 881; Cameron/Trivedi 2010: 550 ff.). Dazu wird ein Einservektor auf die Gradienten der Log-Likelihoodfunktion sowie auf die empirischen Momentenbedingungen $\hat{m}_{it} = m_{it}(\hat{\psi}, \hat{\boldsymbol{\beta}}, \hat{\boldsymbol{\xi}}, \hat{\sigma}^2)$ regressiert. Auf Basis der Quadratsumme der hierbei gewonnenen Residuen, $QSR = \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^{N_t} \hat{e}_{it}^2$, berechnet sich die Prüfgröße aus $LM = N_T - QSR$ mit $N_T = \sum_{t=1}^T N_t$. LM ist asymptotisch χ^2 -verteilt; die Zahl der Freiheitsgrade entspricht beim Test auf Normalverteilung der Anzahl der Momentenrestriktionen, beim Test auf Homoskedastizität ergibt sie sich aus $2k + 1$ (vgl. Cameron/Trivedi 2010: 552 f., Wooldridge 2010b: 426 f.).¹⁴

Weder die Normalverteilungs- noch die Homoskedastizitätsannahme können im Tobit-Modell beibehalten werden (vgl. Abschnitt 5.2.1). Aus diesem Grund soll zum einen eine Transformation der abhängigen Variablen erfolgen. Zum anderen wird multiplikative Heteroskedastizität der Störterme zugelassen, indem die bedingte Varianz des Störterms mit

$$Var[v_{it} | \mathbf{x}_i] \equiv \sigma_{it}^2 = \sigma^2 [\exp(\iota + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\alpha} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\nu})]^2 \quad (5.16)$$

modelliert wird (vgl. Harvey 1976, Greene 2008: 523 f., 875 f.). $\iota, \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\nu}$ bezeichnen hierbei die zusätzlich zu schätzenden Parameter der Heteroskedastizitätsgleichung.

¹⁴Skeels/Vella (1997, 1999) zeigen, dass die Verteilung der Prüfgröße auch für relativ große Stichproben von der asymptotischen χ^2 -Verteilung abweicht und in der Folge die Nullhypothese mit zu hoher Wahrscheinlichkeit abgelehnt wird. Drukker (2002) schlägt zur Gewinnung kritischer Werte deshalb eine parametrische Bootstrapping-Methode vor. Aufgrund des beachtlichen Stichprobenumfangs von knapp 20.000 Beobachtungen für die Wellen 2005-2008 und rund 13.400 Beobachtungen für 2009-2011 wird darauf jedoch verzichtet.

Die beobachtungsspezifische Varianz σ_{it}^2 ergibt sich demnach aus dem Produkt des gemeinsamen Varianzteils σ^2 und dem Wert einer Exponentialfunktion, der von den $k - 1$ Regressoren in \mathbf{x}_{it} und deren Mittelwerte $\bar{\mathbf{x}}_i$ abhängt.¹⁵ Die Maximierung der Log-Likelihoodfunktion erfolgt nun über die Parameter $\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}$ sowie $\iota, \boldsymbol{\alpha}, \boldsymbol{\nu}$ bzw. σ_{it}^2 . Die Nullhypothese der Homoskedastizität, $H_0: \iota = \boldsymbol{\alpha} = \boldsymbol{\nu} = 0$, wird anhand eines Wald-Tests überprüft.

Um eine Normalverteilung der Störterme zu erreichen, soll die abhängige Variable y_{it} zunächst in logarithmierter Form verwendet werden (vgl. Amemiya/Boskin 1974). Um zu vermeiden, dass Betriebe ohne Leiharbeitsnutzung ($y_{it} = 0$) dabei unberücksichtigt bleiben, wird die Ausprägung null durch eine Zahl γ_t ersetzt, die geringfügig unterhalb der niedrigsten beobachteten (logarithmierten) Nutzungsintensität zum Zeitpunkt t liegt:¹⁶

$$\gamma_t = \min(\ln y_{it}) - 0.000001. \quad (5.17)$$

Für das Log-CRE Tobit-Modell mit multiplikativer Heteroskedastizität lässt sich der Log-Likelihoodbeitrag eines Betriebs i zum Zeitpunkt t wie folgt ausdrücken:

$$\begin{aligned} \ell_{it}(\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma^2) = & 1 [y_{it} = 0] \ln \Phi \left(\frac{\gamma_t - \psi - \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} - \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\xi}}{\sigma_{it}} \right) \\ & + 1 [\ln(y_{it}) > \gamma_t] \left[\ln \phi \left(\frac{\ln(y_{it}) - \psi - \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} - \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\xi}}{\sigma_{it}} \right) - \frac{\ln(\sigma_{it}^2)}{2} \right] \end{aligned} \quad (5.18)$$

(vgl. Cameron/Trivedi 2005: 547 f., Carson/Sun 2007: 546).

Ein erneuter bedingter Momententest zeigt an, dass die Normalverteilungsannahme trotz Verwendung des Logarithmus verletzt ist (vgl. Tabelle 5.3 im Abschnitt 5.2.1). Um die Annahme beibehalten zu können, soll die abhängige Variable in transformierter Form in das Modell eingehen. Dabei wird zum einen auf die häufig verwendete

¹⁵Um zu berücksichtigen, dass es sich um ein unbalanciertes Panel handelt, werden wellenanzahl-spezifische Parameter $\iota_1, \iota_2, \dots, \iota_{T-1}$ und $\boldsymbol{\nu}_1, \boldsymbol{\nu}_2, \dots, \boldsymbol{\nu}_{T-1}$ geschätzt (vgl. Wooldridge 2010a: 22 ff.).

¹⁶Dieses Vorgehen schlagen Cameron/Trivedi (2010: 546) vor.

Box-Cox-Transformation (BC-Transformation), zum anderen auf die inverse hyperbolische Sinusfunktion (IS-Transformation) zurückgegriffen.

Die Transformation nach Box/Cox (1964) erfolgt durch

$$T_{BC}(y_{it}) = \begin{cases} \frac{y_{it}^{\zeta} - 1}{\zeta} & \text{falls } \zeta \neq 0 \\ \ln(y_{it}) & \text{falls } \zeta = 0, \end{cases} \quad (5.19)$$

wobei ζ ein unbekannter, zu schätzender Parameter ist. Für $\zeta = 0$ erfolgt eine logarithmische, für $\zeta = 1$ eine lineare Transformation. Die transformierte Variable $T_{BC}(y_{it})$ ist für nicht-negative Werte von y_{it} definiert und damit an der Stelle $-1/\zeta$ gestutzt. Lankford/Wyckoff (1991) wenden die Box-Cox-Methode erstmals auf das Tobit-Modell an, das ζ als zusätzlichen, zu schätzenden Parameter enthält. Die Autoren stellen heraus, dass sich die Transformation speziell für schief verteilte Variablen eignet.¹⁷

Die BC-Transformation weist jedoch eine Reihe von Nachteilen auf. Insbesondere besitzt sie ungünstige Eigenschaften für Werte der Ursprungsvariablen y_{it} nahe null. Magee (1988) zeigt am Beispiel einer Anteilsvariablen, dass Schätzwerte für ζ gegen null tendieren, je näher y_{it} bei null liegt. Dies führt zu einer Reihe von Problemen bei der Schätzung BC-transformierter Modelle, unter anderem kann die Jacobimatrix der Transformation, die Bestandteil der Likelihoodfunktion ist, gegen plus bzw. minus unendlich tendieren (vgl. auch MacKinnon/Magee 1990).

¹⁷Vgl. auch Poirier (1978), der die Eignung der BC-Transformation für Modelle mit beschränkt abhängigen Variablen untersucht.

Eine Transformation, die diese unerwünschten Eigenschaften nicht aufweist, ist die inverse hyperbolische Sinusfunktion.¹⁸ Sie geht auf Johnson (1949) und Burbidge et al. (1988) zurück und erfolgt durch

$$\begin{aligned} T_{IS}(y_{it}) &= \kappa^{-1} \ln(\kappa y_{it} + \sqrt{1 + \kappa^2 y_{it}^2}) \\ &= \kappa^{-1} \sinh^{-1}(\kappa y_{it}), \end{aligned} \quad (5.20)$$

wobei \sinh^{-1} die inverse hyperbolische Sinusfunktion bezeichnet. κ ist ein unbekannter, zu schätzender Parameter, der die Kurtosis der ursprünglichen Verteilung berücksichtigt. Leptokurtische Verteilungen, wie die Intensität der Leiharbeitsnutzung y_{it} (vgl. Abschnitt 4.4.1), können somit zu einer mesokurtischen Verteilung transformiert werden. Transformierte Extremwerte verhalten sich dabei logarithmisch zur Ursprungsvariablen. Die Verteilung von $T_{IS}(y_{it})$ ist symmetrisch um null, sie entspricht der ursprünglichen Verteilung, falls $\kappa \rightarrow 0$ (vgl. Burbidge et al. 1988, MacKinnon/Magee 1990: 317 f.).

Zwischen der latenten Variablen y_{it}^* des CRE Tobit-Modells in (5.6) und der transformierten, beobachtbaren Variablen $T(y_{it})$ besteht nun der Zusammenhang

$$T_{IS}(y_{it}) = \max(0, y_{it}^*) \quad (5.21)$$

im CRE Tobit-Modell mit IS-Transformation (IS-CRE Tobit-Modell) und

$$T_{BC}(y_{it}) = \max(-1/\zeta, y_{it}^*) \quad (5.22)$$

im CRE Tobit-Modell mit BC-Transformation (BC-CRE Tobit-Modell), wobei die Randlösung null nun dem Wert $-1/\zeta$ entspricht (vgl. Reynolds/Shonkwiler 1991: 317, Lankford/Wyckoff 1991: 463).

¹⁸Siehe Burbidge et al. (1988) und MacKinnon/Magee (1990) für einen ausführlichen Vergleich beider Transformationen.

Der Log-Likelihoodbeitrag für das IS-CRE Tobit-Modell mit multiplikativer Heteroskedastizität ergibt sich damit aus

$$\begin{aligned} \ell_{it}(\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma_{it}^2, \kappa) = & 1 [y_{it} = 0] \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{\psi + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\xi}}{\sigma_{it}} \right) \right] \\ & + 1 [y_{it} > 0] \ln \left[\phi \left(\frac{T_{IS}(y_{it}) - \psi - \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} - \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\xi}}{\sigma_{it}} \right) \frac{1}{\sigma_{it}\sqrt{1 + \kappa^2 y_{it}^2}} \right], \end{aligned} \quad (5.23)$$

wobei $(1 + \kappa^2 y_{it}^2)^{-1/2}$ die Jacobimatrix der Transformation darstellt (vgl. Reynolds/Shonkwiler 1991: 317). Für das BC-CRE Tobit-Modell lässt sich der Log-Likelihoodbeitrag als

$$\begin{aligned} \ell_{it}(\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma_{it}^2, \zeta) = & 1 [y_{it} = 0] \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{1/\zeta + \psi + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\xi}}{\sigma_{it}} \right) \right] \\ & + 1 [y_{it} > 0] \ln \left[\phi \left(\frac{T_{BC}(y_{it}) - \psi - \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} - \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\xi}}{\sigma_{it}} \right) \frac{y_{it}^{\zeta-1}}{\sigma_{it}} \right] \end{aligned} \quad (5.24)$$

ausdrücken, mit $y_{it}^{\zeta-1}$ als Jacobimatrix der Transformation (vgl. Lankford/Wyckoff 1991: 463). Die Maximierung der Log-Likelihoodfunktion erfolgt nun über $\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma_{it}^2$ sowie über den Verteilungsparameter κ bzw. ζ .

Die Schätzung der marginalen Effekte $\partial E[y|\mathbf{x}, c]/\partial x_j$ ist aufgrund der Transformation der abhängigen Variablen nicht ohne Weiteres möglich, da die erwartete Nutzungsintensität, $E[y|\mathbf{x}, c]$, nun nicht mehr allein als Funktion der Regressoren und der zu schätzenden Koeffizienten angegeben werden kann, sondern darüber hinaus auch vom ursprünglichen Regressanden abhängt. Wie beispielsweise auch bei Martinez-Espineira (2006), wird daher Signifikanz und Richtung etwaiger Effekte auf Grundlage der geschätzten Koeffizienten beurteilt.¹⁹

¹⁹Aus Gründen der Anschaulichkeit wird (wie auch im Weiteren) der Erwartungswert $E[y|\cdot]$ lediglich auf Basis des untransformierten Modells dargestellt. Für eine Darstellung in IS-transformierten Modellen siehe Yen/Jones (1997), in BC-transformierten Modellen siehe Lankford/Wyckoff (1991) und Jones/Yen (2000).

5.1.3 Einfaches Hürdenmodell

Das Tobit-Modell beruht auf der Annahme, dass jene betrieblichen Faktoren, die die Entscheidung über den Leiharbeitseinsatz determinieren, in gleicher Weise auch die Intensität der Nutzung beeinflussen. Um diese Restriktion zu lockern, wird das von Cragg (1971: 831, Gleichungen 7 und 9) vorgeschlagene einfache Hürdenmodell (EH-Modell) verwendet. Es erlaubt die Schätzung getrennter Koeffizienten, β_1 und β_2 , und kann definiert werden als

$$y_{1it}^* = \mathbf{x}_{it}\beta_1 + u_{1it} \quad (5.25)$$

$$y_{2it}^* = \mathbf{x}_{it}\beta_2 + u_{2it}. \quad (5.26)$$

Die erste Gleichung erfasst die Einsatzentscheidung, wobei y_{1it}^* die latente Einsatzneigung darstellt. Die zweite Gleichung modelliert die Intensitätsentscheidung mit y_{2it}^* als latente Variable. Beide Gleichungen enthalten die Regressoren \mathbf{x}_{it} . Im Gegensatz zum Tobit-Modell kann unbeobachtete Heterogenität im Hürdenmodell nicht berücksichtigt werden. Die Konsistenz der Schätzer für β_1 und β_2 beruht im gepoolten Hürdenmodell daher auf der sehr restriktiven Annahme, dass unbeobachtete Heterogenität keine Rolle spielt. Daneben sind die Schätzer nur dann konsistent, wenn die Störterme u_{1it} und u_{2it} unabhängig von \mathbf{x}_{it} und unabhängig voneinander normalverteilt sind mit:

$$u_{1it} \mid \mathbf{x}_{it} \sim N(0, 1) \quad (5.27)$$

$$u_{2it} \mid \mathbf{x}_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2) \quad (5.28)$$

(vgl. Cragg 1971: 831).

Um die potenzielle Heteroskedastizität in der Intensitätsgleichung zu berücksichtigen, werden beobachtungsspezifische Varianzen $Var[u_{2it}|\mathbf{x}_{it}] = \sigma_{it}^2$ zugelassen. Die Modellierung der Heteroskedastizität erfolgt ähnlich wie im Tobit-Modell durch

$$Var[u_{2it}|\mathbf{x}_i] \equiv \sigma_{it}^2 = \sigma^2 [\exp(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\alpha})]^2, \quad (5.29)$$

wobei $\boldsymbol{\alpha}$ den zu schätzenden Parametervektor der Heteroskedastizitätsgleichung darstellt (vgl. Harvey 1976, Greene 2008: 523 f., 875 f.).

Auf Basis dieser Annahmen wird die Einsatzentscheidung als Probit-Modell spezifiziert, die Entscheidung über die Nutzungsintensität wird durch ein gestutztes Regressionsmodell beschrieben (vgl. Cragg 1971: 830 f.). Damit lässt sich der Erwartungswert $E[y|\mathbf{x}]$ ausdrücken als

$$E[y_{it}|\mathbf{x}_i] = \underbrace{\Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1)}_{P(y>0|\mathbf{x})} \underbrace{\left[\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2 + \sigma_{it} \frac{\phi\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}\right)}{\Phi\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}\right)} \right]}_{E[y|\mathbf{x},y>0]}. \quad (5.30)$$

Um sicherzustellen, dass die Normalverteilungsannahme beibehalten werden kann, geht die beobachtete Nutzungsintensität y_{it} in IS-transformierter Form in das Modell ein (vgl. Yen 1995).²⁰ Die Beziehung zwischen latenten und beobachteten Variablen lässt sich damit wie folgt zusammenfassen:

$$T_{IS}(y_{it}) = \begin{cases} y_{2it}^* & \text{falls } y_{1it}^* > 0 \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (5.31)$$

Die latente Nutzungsintensität y_{2it}^* entspricht der beobachteten, transformierten Intensität $T_{IS}(y_{it})$ falls $y_{1it}^* > 0$.

²⁰Auf die Verwendung der Box-Cox-Transformation wird verzichtet, da im einfachen Hürden- und Doppelhürdenmodell auch für alternative Spezifikationen keine Konvergenz des Likelihoodverfahrens erreicht werden kann. Dies deutet darauf hin, dass die Box-Cox-Transformation einer Anteilsvariablen im Zusammenhang mit der Schätzung dieser Modelle nicht geeignet ist (vgl. Abschnitt 5.1.2). Darüber hinaus ergibt ein Vuong-Test des IS-CRE gegen das BC-CRE Tobit-Modell, dass die IS- der BC-Transformation vorzuziehen ist.

Die Schätzung beider Gleichungen erfolgt simultan mit der partiellen Maximum-Likelihood-Methode. Der Log-Likelihoodbeitrag für das IS-transformierte, einfache Hürdenmodell mit multiplikativer Heteroskedastizität (IS EH-Modell) ist

$$\begin{aligned} \ell_{it}(\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \sigma_{it}^2, \kappa) = & 1 [y_{it} = 0] \ln [1 - \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1)] \\ & + 1 [y_{it} > 0] \ln \left[\Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1) \frac{\phi\left(\frac{T_{IS}(y_{it}) - \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}\right)}{\Phi\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}\right)} \frac{1}{\sigma_{it}\sqrt{1 + \kappa^2 y_{it}^2}} \right], \end{aligned} \quad (5.32)$$

wobei die Stützung des Störterms durch $\left[\Phi\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}\right)\right]^{-1}$ erfolgt (vgl. Yen 1995: 260, Cragg 1971: 831). Ob die im Modell enthaltene Transformation der abhängigen Variablen erforderlich ist, um die Normalverteilungsannahme beibehalten zu können, wird mittels eines t -Tests überprüft. Hierbei wird die Nullhypothese der Beibehaltung der Ursprungsverteilung, $H_0: \kappa = 0$, getestet. Zudem wird anhand eines Wald-Tests die Nullhypothese der Homoskedastizität überprüft, $H_0: \boldsymbol{\alpha} = 0$. Im Falle der Ablehnung wird die explizite Modellierung der Heteroskedastizität beibehalten.²¹

5.1.4 Doppelhürdenmodell mit korrelierten Störtermen

Werden Teilnahme- und Mengenentscheidung für gegebene Werte \mathbf{x}_{it} nicht unabhängig voneinander gefällt, sind die Schätzer für $\boldsymbol{\beta}_1$ und $\boldsymbol{\beta}_2$ im einfachen Hürdenmodell nicht konsistent (vgl. Blundell/Meghir 1987). Die Annahme unabhängiger Entscheidungen kann beispielsweise dann verletzt sein, wenn sich die (nicht beobachtbare) strategische Ausrichtung der Geschäftsführung sowohl auf die Entscheidung über die Leiharbeitsnutzung als auch auf die Intensität der Nutzung auswirkt.

²¹Die Darstellung der Schätzergebnisse erfolgt allein auf Basis der geschätzten Koeffizienten. Auf die Schätzung bzw. Simulation der marginalen Effekte wird aus denselben Gründen wie für das Tobit-Modell verzichtet (vgl. Abschnitt 5.1.2).

Die Unabhängigkeitsannahme soll mithilfe des Doppelhürdenmodells nach Blundell/Meghir (1987) überprüft werden.²² Im Unterschied zum einfachen Hürdenmodell lässt es eine Korrelation zwischen den Störtermen u_{1it} und u_{2it} zu. Folglich werden die Randverteilungsannahmen (5.27) und (5.28) um die Annahme ergänzt, dass die Störterme der bivariaten Normalverteilung

$$(u_{1it}, u_{2it} | \mathbf{x}_{it}) \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega}_{it}) \quad \text{mit} \quad \boldsymbol{\Omega}_{it} = \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{it}^2 \end{pmatrix} \quad (5.33)$$

folgen. Die beobachtungsspezifische Varianzmatrix $\boldsymbol{\Omega}_{it}$ enthält die bedingten Varianzen der Störterme, $Var[u_{1it} | \mathbf{x}_{it}] = 1$ und $Var[u_{2it} | \mathbf{x}_{it}] = \sigma_{it}^2$, sowie die bedingte Kovarianz $Cov[u_{1it}, u_{2it} | \mathbf{x}_{it}] = \sigma_{12}$.

Sowohl im Tobit- als auch im einfachen Hürdenmodell muss die Randlösung null als Entscheidung gegen die Nutzung von Leiharbeit interpretiert werden. Die Erweiterung des einfachen Hürden- zum Doppelhürdenmodell²³ berücksichtigt darüber hinaus die mögliche Situation, dass ein Betrieb einen Leiharbeitseinsatz anstrebt, dieser jedoch aufgrund ungünstiger Umstände zum Zeitpunkt t nicht zustande kommt (vgl. Cragg 1971: 831). Beispielsweise können Kosten für die Suche einer geeigneten Verleihfirma oder andere Kosten, die nicht im Modell berücksichtigt werden, das Ausbleiben der Nachfrage nach Leiharbeit begründen. Somit müssen zwei Hürden überwunden werden, um eine positive Nachfrage zu beobachten: Erstens muss der Betrieb einen Leiharbeitseinsatz anstreben, zweitens müssen die Rahmenbedingungen für eine tatsächliche Nachfrage gegeben sein. Für den Fall, dass Einsatz- und Intensitätsentscheidung unkorreliert sind, setzt sich somit die bedingte Wahrscheinlichkeit, dass Leiharbeit nicht nachgefragt wird, zusammen aus der Wahrscheinlichkeit, dass

²²Grundlage ist das einfache Hürdenmodell nach Cragg (1971), es gelten soweit die gleichen Annahmen.

²³Das Doppelhürdenmodell mit korrelierten Störtermen von Blundell/Meghir (1987) ist eine Erweiterung des gleichnamigen Modells mit unkorrelierten Störtermen von Cragg (1971: 831, Gleichungen 5 und 6).

eine latente negative Einsatzneigung y_1^* vorliegt und der Wahrscheinlichkeit, dass bei positiver Neigung keine Nachfrage zustande kommt, d. h. $y_2^* \leq 0$:

$$P(y = 0|\mathbf{x}) = P(y_1^* \leq 0|\mathbf{x}) + P(y_1^* > 0|\mathbf{x}) P(y_2^* \leq 0|\mathbf{x}) \quad (5.34)$$

$$= \Phi(-\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1) + \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1) \Phi\left(-\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}\right). \quad (5.35)$$

Für die bedingte Wahrscheinlichkeit einer positiven Leiharbeitsnachfrage ergibt sich folglich, dass

$$\begin{aligned} P(y > 0|\mathbf{x}) &= 1 - P(y = 0|\mathbf{x}) \\ &= \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1) \Phi\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}\right). \end{aligned} \quad (5.36)$$

Durch die Annahme korrelierter Entscheidungen bzw. korrelierter Störterme verändert sich $P(y > 0|\mathbf{x})$ zu

$$P(y > 0|\mathbf{x}) = \Psi\left(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1, \frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}, \rho_{it}\right) \quad (5.37)$$

mit $\Psi(\cdot)$ als bivariate Verteilungsfunktion der Normalverteilung und $\rho_{it} \equiv \sigma_{12}/\sigma_{it}$ als beobachtungsspezifischer Korrelationskoeffizient. Damit kann die bedingte erwartete Nutzungsintensität ausgedrückt werden als

$$E[y|\mathbf{x}] = \underbrace{\Psi\left(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1, \frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}, \rho_{it}\right)}_{P(y>0|\mathbf{x})} \underbrace{\left[\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2 + \sigma_{it} \frac{\phi\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}\right)}{\Phi\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}\right)}\right]}_{E[y|\mathbf{x},y>0]}. \quad (5.38)$$

Im Doppelhürdenmodell mit IS-transformierter Variablen gilt somit folgender Zusammenhang zwischen latenten und beobachteten Variablen

$$T_{IS}(y_{it}) = \begin{cases} y_{2it}^* & \text{falls } y_{2it}^* > 0 \text{ und } y_{1it}^* > 0 \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (5.39)$$

Anders als im einfachen Hürdenmodell muss nun auch die latente Nutzungsintensität y_{2it}^* positiv sein, um die (transformierte) Nutzungsintensität $T_{IS}(y_{it})$ beobachten zu können.

Der Log-Likelihoodbeitrag im IS-transformierten Doppelhürdenmodell mit multiplikativer Heteroskedastizität (IS DH-Modell) lässt sich ausdrücken als

$$\begin{aligned} \ell_{it}(\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \sigma_{it}^2, \kappa, \sigma_{12}) = & 1 [y_{it} = 0] \ln \left[1 - \Phi \left(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1; \frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}; \rho_{it} \right) \right] \\ & + 1 [y_{it} > 0] \ln \Phi \left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1 + \frac{\rho_{it}}{\sigma_{it}} (T_{IS}(y_{it}) - \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2)}{\sqrt{1 - \rho_{it}^2}} \right) \\ & + 1 [y_{it} > 0] \ln \left[\phi \left(\frac{T_{IS}(y_{it}) - \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}} \right) \frac{1}{\sigma_{it} \sqrt{1 + \kappa^2 y_{it}^2}} \right] \end{aligned} \quad (5.40)$$

(vgl. Yen/Jones 1996, Yen/Jones 1997).

Für $\sigma_{12} = 0$ vereinfacht sich das Modell zum Doppelhürdenmodell nach Cragg (1971). Falls die Nullhypothese $H_0 : \sigma_{12} = 0$ abgelehnt werden muss, ist davon auszugehen, dass beide Entscheidungen miteinander korreliert sind.²⁴

Die Darstellung der Schätzergebnisse erfolgt allein auf Basis der geschätzten Koeffizienten. Auf die Schätzung bzw. Simulation der marginalen Effekte wird aus denselben Gründen wie für das Tobit-Modell und das einfache Hürdenmodell verzichtet (vgl. Abschnitt 5.1.2).

²⁴Wooldridge (2010b: 698f.) empfiehlt das auf Heckman (1976) zurückgehende Modell, um eine mögliche Korrelation von Einsatz- und Intensitätsentscheidung zu berücksichtigen. Das Doppelhürdenmodell ist hier jedoch insbesondere aus drei Gründen vorzuziehen. Erstens bietet es eine erweiterte Interpretation der Randlösung null. Zweitens setzt die konsistente Schätzung des Heckman-Modells ebenfalls normalverteilte und homoskedastische Störterme voraus (vgl. Heckman 1976: 478), jedoch existiert bislang keine Modellvariante, die eine Transformation der abhängigen Variablen erlaubt. Drittens erfordert die Gewinnung konsistenter Schätzer im Heckman-, nicht aber im Doppelhürdenmodell, dass mindestens eine Variable, die in der Einsatzgleichung enthalten ist, aus der Intensitätsgleichung ausgeschlossen wird (Ausschlussrestriktion, vgl. Wooldridge 2010b: 702, Blundell/Meghir 1987: 186). Aus theoretischer Sicht haben jedoch alle betrieblichen Faktoren, die die Entscheidung über die Nutzung von Leiharbeit beeinflussen, gleichzeitig auch einen Effekt auf die Nutzungsintensität. Siehe auch Puhani (2000) für eine kritische Würdigung des Heckman-Modells.

5.1.5 Einteiliges fraktionelles Antwortmodell mit unbeobachteten Effekten

Papke/Wooldridge (1996, 2008) schlagen ein nichtlineares Modell vor, das ebenso wie das Tobit-Modell alle Beobachtungen im Intervall $[0, 1)$ in einer Modellgleichung berücksichtigt, hinsichtlich der Konsistenzannahmen jedoch weit weniger restriktiv ist. Das so genannte fraktionelle Antwortmodell eignet sich speziell zur Modellierung von Variablen, die erstens einen Anteilswert im kontinuierlichen Wertebereich $(0, 1)$ aufweisen und die zweitens Häufungen beliebig an einer, an beiden oder an keiner der Randstellen besitzen.²⁵

Aufbauend auf dem einteiligen fraktionellen Antwortmodell für Querschnittsdaten von Papke/Wooldridge (1996), schlagen Papke/Wooldridge (2008) ein Paneldatenmodell mit zeitkonstantem unbeobachteten Effekt c_i vor, das die Standardnormalverteilung als funktionale Form verwendet:

$$E[y_{it}|\mathbf{x}_i, c_i] = \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i). \quad (5.41)$$

Im Gegensatz zum Tobit-Modell kann nun gewährleistet werden, dass Schätzwerte für $E[y_{it}|\mathbf{x}_i, c_i]$ innerhalb des Einheitsintervalls liegen.²⁶ Die Identifizierung von $\boldsymbol{\beta}$ setzt strikte Exogenität der Regressoren voraus (vgl. Gleichung 5.4). Analog zum CRE Tobit-Modell wird unbeobachtete Heterogenität mithilfe der Chamberlain-Mundlak-Methode berücksichtigt. Hierbei wird die Annahme getroffen, dass der unbeobachtete Effekt c_i einer Normalverteilung folgt und möglicherweise mit den Mittelwerten der Regressoren, $\bar{\mathbf{x}}_i$, korreliert ist (vgl. Gleichung 5.5). In latenter Variablenform entspricht das fraktionelle Antwortmodell damit dem CRE Tobit-

²⁵Das Tobit Modell mit zweifacher Randlösung (*Two-limit* Tobit-Modell) scheidet als Alternative aus, da es Beobachtungen an beiden Randstellen voraussetzt (vgl. Wooldridge 2010b: 748f.).

²⁶Das fraktionelle Antwortmodell entspricht dem binären Probit-Modell, falls y_{it} ausschließlich die Werte null und eins annimmt.

Modell in (5.6) und (5.3) mit der Annahme (5.7). Die funktionale Form des Modells impliziert, dass der idiosynkratische Störterm u_{it} standardnormalverteilt ist:

$$u_{it} \mid \mathbf{x}_i, a_i \sim N(0, 1). \quad (5.42)$$

Auf Basis der getroffenen Annahmen lässt sich das einteilige fraktionelle Antwortmodell mit korrelierten zufälligen Effekten (CRE FA1-Modell) ausdrücken als

$$E[y_{it} \mid \mathbf{x}_i] = \Phi \left(\frac{\psi + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}}{\sigma} \right), \quad (5.43)$$

wobei $\sigma = \sqrt{\sigma_a^2 + 1}$ die Standardabweichung des zusammengesetzten Störterms $v_{it} \equiv a_i + u_{it}$ darstellt. Wie im CRE Tobit-Modell wird berücksichtigt, dass es sich um ein Modell mit unbalanciertem Panel handelt, indem die Spezifikation entsprechend angepasst wird (vgl. Abschnitt 5.1.2 und Wooldridge 2010a: 30 ff., Wooldridge 2011).

Papke/Wooldridge (1996, 2008) weisen darauf hin, dass die bedingte Varianz der abhängigen Variablen, $Var(y_{it} \mid \mathbf{x}_i)$, heteroskedastisch ist, sofern die Bezugsgröße im Nenner der abhängigen Anteilsvariablen $y_{it} = s_{it}/n_{it}$ von den Regressoren in \mathbf{x}_i abhängt. In diesem Fall muss davon ausgegangen werden, dass die Anzahl der betrieblichen Beschäftigten (n_{it}), auf die sich die Anzahl der Leiharbeitnehmer (s_{it}) bezieht, mit hoher Wahrscheinlichkeit mit den in \mathbf{x}_i enthaltenen betrieblichen Eigenschaften korreliert ist.

Aus diesem Grund wird Heteroskedastizität explizit modelliert, und zwar indem die bedingte Varianz des zusammengesetzten Störterms v_{it} ähnlich wie im Tobit-Modell durch

$$Var[v_{it} \mid \mathbf{x}_i] \equiv \sigma_{it}^2 = [\exp(\iota + \mathbf{w}_{it} \boldsymbol{\alpha} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\nu})]^2 \quad (5.44)$$

spezifiziert wird (vgl. Papke/Wooldridge 2008: 123, Wooldridge 2011). Die beobachtungsspezifische Varianz σ_{it}^2 darf multiplikativ von den Regressoren in \mathbf{w}_{it} sowie von den Mittelwerten $\bar{\mathbf{x}}_i$ abhängen, wobei $\mathbf{w}_{it} \in \mathbf{x}_{it}$ Kontrollvariablen enthält.²⁷

Das heteroskedastische CRE FA1-Modell lässt sich damit ausdrücken als

$$E[y_{it}|\mathbf{x}_i] = \Phi \left(\frac{\psi + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}}{\sigma_{it}} \right). \quad (5.45)$$

Papke/Wooldridge (2008) schlagen die partielle Quasi-Maximum-Likelihood-Methode nach Gourieroux et al. (1984) und McCullagh/Nelder (1989: 323 ff.) vor, um das Modell zu schätzen. Hierbei wird die Annahme zugrunde gelegt, dass y_{it} für gegebene Werte der Regressoren bernoulliverteilt ist. Die Log-Likelihoodfunktion $L(\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma_{it}^2)$ setzt sich aus den Beiträgen

$$\begin{aligned} \ell_{it}(\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma_{it}^2) = & y_{it} \ln \left[\Phi \left(\frac{\psi + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}}{\sigma_{it}} \right) \right] \\ & + (1 - y_{it}) \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{\psi + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}}{\sigma_{it}} \right) \right] \end{aligned} \quad (5.46)$$

zusammen. Neben strikter Exogenität erfordert die Konsistenz der Schätzer für ψ , $\boldsymbol{\beta}$, $\boldsymbol{\xi}$ und σ_{it}^2 , dass die funktionale Form von $E[y_{it}|\mathbf{x}_i]$ korrekt spezifiziert ist (vgl. Gourieroux et al. 1984, Papke/Wooldridge 2008: 124). Dies soll anhand des Spezifikationstests von Ramsey (1969) und Pagan/Vella (1989) überprüft werden.²⁸ Es werden cluster-robuste Standardfehler geschätzt, die auch gegenüber heteroskedastischen Störtermen robust sind (vgl. Papke/Wooldridge 2008: 124).

Anhand der geschätzten Koeffizienten(-vektoren) $\hat{\psi}$, $\hat{\boldsymbol{\beta}}$, $\hat{\boldsymbol{\xi}}$ und $\hat{\sigma}_{it}^2$ können die marginalen Effekte geschätzt werden (vgl. Papke/Wooldridge 2008: 125, Wooldridge

²⁷Um alle Parameter des FA-Modells identifizieren zu können, enthält σ_{it}^2 keinen konstanten Varianzteil σ^2 (vgl. Greene 2008: 788f.). Der Tatsache, dass es sich um ein unbalanciertes Panel handelt, wird Rechnung getragen, indem wie im CRE Tobit-Modell wellenzahlspezifische Parameter $\iota_1, \iota_2, \dots, \iota_{T-1}$ und $\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_{T-1}$ geschätzt werden (vgl. Wooldridge 2010a: 30ff., Wooldridge 2011).

²⁸Siehe Abschnitt 5.1.6 für die Beschreibung des Tests.

2010a: 32 f.). Ein Schätzwert für den marginalen Effekt einer kontinuierlichen Variablen $x_j \notin \mathbf{w}$ ist

$$\text{ME}_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \frac{\hat{\beta}_j}{\hat{\sigma}_{it}} \phi \left(\frac{\hat{\psi} + \mathbf{x}_{it} \hat{\boldsymbol{\beta}} + \bar{\mathbf{x}}_i \hat{\boldsymbol{\xi}}}{\hat{\sigma}_{it}} \right) \quad (5.47)$$

mit $\phi(z) = d\Phi(z)/dz$. Der marginale Effekt einer binären Variablen $x_k \notin \mathbf{w}$ wird mit

$$\text{ME}_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \left[\Phi \left(\frac{\hat{\psi} + \hat{\beta}_k + \mathbf{x}_{it\neq k} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{\neq k} + \bar{\mathbf{x}}_i \hat{\boldsymbol{\xi}}}{\hat{\sigma}_{it}} \right) - \Phi \left(\frac{\hat{\psi} + \mathbf{x}_{it\neq k} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{\neq k} + \bar{\mathbf{x}}_i \hat{\boldsymbol{\xi}}}{\hat{\sigma}_{it}} \right) \right] \quad (5.48)$$

geschätzt, wobei $\mathbf{x}_{it\neq k}$ alle Regressoren außer x_{itk} enthält, mit $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\neq k}$ als dazugehörigen Koeffizientenvektor. Aus den zeitpunktbezogenen marginalen Effekten werden durchschnittliche marginale Effekt $\widehat{\text{ME}} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \text{ME}_t$ gebildet. Die Standardfehler werden durch Bootstrapping geschätzt, wobei die Paneldatenstruktur berücksichtigt wird (vgl. Wooldridge 2010b: 438 ff., Cameron/Trivedi 2010: 415 ff.).

5.1.6 Zweiteiliges fraktionelles Antwortmodell

Da im CRE FA1-Modell nicht zwischen Beobachtungen mit Randlösung null und solchen mit $y > 0$ unterschieden wird, ergeben sich auch für Betriebe, die Leiharbeit nicht einsetzen, stets positive Schätzwerte für die erwartete Nutzungsintensität $E[y|x]$ (vgl. Ramalho/Silva 2012). Darüber hinaus wird ähnlich wie im Tobit-Modell unterstellt, dass die Entscheidung über die Nutzungsintensität in gleicher Weise von den Regressoren in \mathbf{x} abhängt wie die betriebliche Entscheidung für einen Leiharbeitseinsatz.

Für den Fall, dass ein hoher Anteil an Beobachtungen mit Randlösung null vorliegt oder ein zweistufiger Entscheidungsprozess vermutet wird, schlagen Ramalho/Silva (2009) ein zweiteiliges fraktionelles Antwortmodell (FA2-Modell) vor. Ebenso wie die vorgestellten Hürdenmodelle erlaubt es die Beschreibung von Teilnahme- und Mengenentscheidung als eigenständige stochastische Prozesse, wobei im Gegensatz

zum Doppelhürdenmodell Unabhängigkeit zwischen beiden Entscheidungen unterstellt werden muss.²⁹ Der Vorteil des FA2-Modells besteht darin, dass es mit vergleichsweise wenigen Annahmen auskommt und Schätzwerte für $E[y|\mathbf{x}]$ definitionsgemäß innerhalb des Einheitsintervalls liegen. Allerdings muss unbeobachtete Heterogenität ebenfalls unberücksichtigt bleiben.

In latenter Variablenform entspricht das FA2-Modell dem einfachen Hürdenmodell in den Gleichungen (5.25) und (5.26). Die funktionale Form des Modells kann ausgedrückt werden als

$$E[y_{it}|\mathbf{x}_{it}] = \underbrace{G_1(\mathbf{x}_{it}|\boldsymbol{\beta}_1)}_{P(y>0|\mathbf{x})} \underbrace{G_2(\mathbf{x}_{it}|\boldsymbol{\beta}_2)}_{E[y|\mathbf{x},y>0]}, \quad (5.49)$$

wobei $G_m(\mathbf{x}_{it}|\boldsymbol{\beta}_m)$ mit $m = 1, 2$ eine stetige Verteilungsfunktion sei. Die Entscheidung für oder gegen den Einsatz von Leiharbeit, y_{it}^D , wird mithilfe des binären Entscheidungsmodells $G_1(\mathbf{x}_{it}|\boldsymbol{\beta}_1)$ beschrieben, für das $y_{it}^D = 1[y_{1it}^* > 0]$ gilt. Die Entscheidung über die Nutzungsintensität folgt dem fraktionellen Antwortmodell $G_2(\mathbf{x}_{it}|\boldsymbol{\beta}_2)$, das nun lediglich Beobachtungen mit positiver Leiharbeitsnachfrage berücksichtigt, d. h. $y_{it} = y_{2it}^*$ falls $y_{2it}^* > 0$.

Um die Anpassung des Modells zu verbessern, wird Heteroskedastizität ähnlich wie im CRE FA1-Modell explizit modelliert. Für die beiden Störterme, u_{1it} und u_{2it} , werden nun (identische) beobachtungsspezifische Varianzen σ_{it}^2 zugelassen mit

$$\sigma_{it}^2 = [\exp(\mathbf{w}_{it}\boldsymbol{\alpha})]^2. \quad (5.50)$$

Damit kann das zweiteilige fraktionelle Antwortmodell mit multiplikativer Heteroskedastizität geschrieben werden als

$$E[y_{it}|\mathbf{x}_{it}] = G_1\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_1}{\sigma_{it}}\right) G_2\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma_{it}}\right). \quad (5.51)$$

²⁹Bislang existiert kein fraktionelles Antwortmodell, das eine Korrelation der Störterme zulässt (vgl. Ramalho/Silva 2012: 9).

Tabelle 5.2: Funktionale Formen des heteroskedastischen FA2-Modells

Verteilungstyp	$G_m\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)$	$g_m\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)$
Standardnormalverteilung	$\Phi\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)$	$\phi\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)$
logistische Verteilung	$\frac{\exp\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)}{1+\exp\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)}$	$\frac{\exp\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)}{\left[1+\exp\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\right]^2}$
Gumbel-Verteilung	$\exp\left(-\exp\left(-\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\right)$	$\exp\left[-\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\sigma}-\exp\left(-\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}}{\sigma}\right)\right]$

Quelle: In Anlehnung an Ramalho et al. (2011: 23)

Da die Konsistenz der Schätzer für β_1 und β_2 voraussetzt, dass die funktionale Form beider Modellteile jeweils korrekt spezifiziert ist, werden drei verschiedene Verteilungsfunktionen in Betracht gezogen, aus deren Kombination sich insgesamt neun verschiedene FA2-Modelle ergeben. Papke/Wooldridge (1996, 2008) verwenden für das einteilige fraktionelle Antwortmodell die Standardnormal- und die logistische Verteilung, auf die üblicherweise auch zur Modellierung binärer Entscheidungen zurückgegriffen wird. Da die Intensität der Leiharbeitsnutzung rechtsschief und leptokurtisch verteilt ist (vgl. Abschnitt 4.4.1), kann die bei gegebener Nachfrage erwartete Nutzungsintensität, $E[y|\mathbf{x}, y > 0]$, durch eine symmetrische Verteilungsfunktion möglicherweise nicht korrekt spezifiziert werden. Ramalho et al. (2011: 23) schlagen für diesen Fall die Gumbel-Verteilung vor, die zur Klasse der Extremwertverteilungen gehört.³⁰ Die Dichtefunktion der Gumbel-Verteilung ist leptokurtisch und rechtsschief, ihre Verteilungsfunktion verläuft folglich für $G(\cdot) < 0,5$ relativ steil, für $G(\cdot) > 0,5$ relativ flach. Tabelle 5.2 gibt einen Überblick über die verwendeten Verteilungsfunktionen $G_m\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_m}{\sigma_{it}}\right)$ sowie deren Ableitungen $g_m\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_m}{\sigma_{it}}\right) = \partial G_m\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_m}{\sigma_{it}}\right) / \partial\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}_m}{\sigma_{it}}\right)$.³¹

³⁰Greene (2008: 774) schlägt das (selten verwendete) Gumbel-Modell zur Modellierung binärer Entscheidungen vor. In der GLM-Literatur zählt die Gumbel-Verteilung zu den so genannten Linkfunktionen, sie wird häufig auch als Loglog-Verteilung bezeichnet (vgl. McCullagh/Nelder 1989: 108, Hardin/Hilbe 2012: 185 ff.).

³¹Aus Anschaulichkeitsgründen werden die Indizes i und t in Tabelle 5.2 und bei der Darstellung der marginalen Effekte weggelassen.

Anders als für das CRE FA1-Modell kann der marginale Effekt einer erklärenden Variablen auf die Nachfrage nach Leiharbeit nun separat als Effekt auf die Wahrscheinlichkeit der Leiharbeitsnutzung und auf die erwartete Nutzungsintensität bei positiver Nachfrage ausgewiesen werden. Der marginale Effekt einer kontinuierlichen Variablen x_j und einer binären Variablen x_k ($x_j, x_k \notin \mathbf{w}$) auf die Wahrscheinlichkeit eines Leiharbeitseinsatzes ist jeweils

$$\frac{\partial P(y > 0|\mathbf{x})}{\partial x_j} = \frac{\beta_{1j}}{\sigma} g_1\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_1}{\sigma}\right) \quad \text{und} \quad (5.52)$$

$$\frac{\partial P(y > 0|\mathbf{x})}{\partial x_k} = G_1\left(\frac{\beta_{1k} + \mathbf{x}_{\setminus k}\boldsymbol{\beta}_{1\setminus k}}{\sigma}\right) - G_1\left(\frac{\mathbf{x}_{\setminus k}\boldsymbol{\beta}_{1\setminus k}}{\sigma}\right). \quad (5.53)$$

Der marginale Effekt auf die erwartete Nutzungsintensität bei gegebener Leiharbeitsnutzung beträgt jeweils

$$\frac{\partial E[y|\mathbf{x}, y > 0]}{\partial x_j} = \frac{\beta_{2j}}{\sigma} g_2\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma}\right) \quad \text{und} \quad (5.54)$$

$$\frac{\partial E[y|\mathbf{x}, y > 0]}{\partial x_k} = G_2\left(\frac{\beta_{2k} + \mathbf{x}_{\setminus k}\boldsymbol{\beta}_{2\setminus k}}{\sigma}\right) - G_2\left(\frac{\mathbf{x}_{\setminus k}\boldsymbol{\beta}_{2\setminus k}}{\sigma}\right). \quad (5.55)$$

Der gesamte marginale Effekt auf die erwartete Leiharbeitsnachfrage setzt sich damit zusammen aus

$$\frac{\partial E[y|\mathbf{x}]}{\partial x_j} = \frac{\partial P(y > 0|\mathbf{x})}{\partial x_j} G_2\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_2}{\sigma}\right) + G_1\left(\frac{\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_1}{\sigma}\right) \frac{\partial E[y|\mathbf{x}, y > 0]}{\partial x_j} \quad \text{und} \quad (5.56)$$

$$\frac{\partial E[y|\mathbf{x}]}{\partial x_k} = G_1\left(\frac{\beta_{1k} + \mathbf{x}_{\setminus k}\boldsymbol{\beta}_{1\setminus k}}{\sigma}\right) G_2\left(\frac{\beta_{2k} + \mathbf{x}_{\setminus k}\boldsymbol{\beta}_{2\setminus k}}{\sigma}\right) - G_1\left(\frac{\mathbf{x}_{\setminus k}\boldsymbol{\beta}_{1\setminus k}}{\sigma}\right) G_2\left(\frac{\mathbf{x}_{\setminus k}\boldsymbol{\beta}_{2\setminus k}}{\sigma}\right) \quad (5.57)$$

(vgl. Ramalho et al. 2011: 27).

β_1 und β_2 werden wie im einstufigen Modell mit der partiellen Quasi-Maximum-Likelihood-Methode geschätzt (vgl. Gourieroux et al. 1984, McCullagh/Nelder 1989: 323 ff.). Da die Varianzen σ_{it}^2 annahmegemäß für u_{1it} und u_{2it} identisch sind, müssen beide Modellteile simultan geschätzt werden.

Die Log-Likelihoodfunktion $L(\beta_1, \beta_2, \sigma_{it}^2)$ besteht aus den Beiträgen

$$\begin{aligned} \ell_{it}(\beta_1, \beta_2, \sigma_{it}^2) &= 1 [y_{it} = 0] \ln \left[1 - G_1 \left(\frac{\mathbf{x}_{it}\beta_1}{\sigma_{it}} \right) \right] \\ &+ 1 [y_{it} > 0] \ln G_1 \left(\frac{\mathbf{x}_{it}\beta_1}{\sigma_{it}} \right) \\ &+ 1 [y_{it} > 0] \left[y_{it} \ln G_2 \left(\frac{\mathbf{x}_{it}\beta_2}{\sigma_{it}} \right) + (1 - y_{it}) \ln \left[1 - G_2 \left(\frac{\mathbf{x}_{it}\beta_2}{\sigma_{it}} \right) \right] \right]. \end{aligned} \quad (5.58)$$

Die Schätzer für β_1 und β_2 sind konsistent und asymptotisch normalverteilt, solange $P(y > 0 | \mathbf{x})$ und $E[y | \mathbf{x}, y > 0]$ jeweils korrekt spezifiziert sind (vgl. Ramalho/Silva 2009: 27, Gourieroux et al. 1984, Wooldridge 2010b: 568).

Die Gültigkeit der funktionalen Form $G_m \left(\frac{\mathbf{x}_{it}\beta_m}{\sigma_{it}} \right)$ soll mithilfe des Spezifikationstests von Ramsey (1969) und Pagan/Vella (1989) überprüft werden.³² Die Grundidee des RESET-ähnlichen Tests (*Regression Specification Error Test*) besteht darin, dass eine stetige Funktion durch Polynome mit hinreichend hoher Ordnung approximiert werden kann (Approximationssatz von Weierstraß). Für das um die Polynome zweiter und dritter Ordnung erweiterte Modell

$$G_m \left(\frac{\mathbf{x}_{it}\beta_m}{\sigma_{it}} + \gamma_1 \left(\frac{\mathbf{x}_{it}\beta_m}{\sigma_{it}} \right)^2 + \gamma_2 \left(\frac{\mathbf{x}_{it}\beta_m}{\sigma_{it}} \right)^3 \right) \quad (5.59)$$

wird die Nullhypothese der Gültigkeit der funktionalen Form, $H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = 0$, getestet. Eine Ablehnung der Nullhypothese weist darauf hin, dass Nichtlinearitäten möglicherweise nicht ausreichend durch $G_m \left(\frac{\mathbf{x}_{it}\beta_m}{\sigma_{it}} \right)$ berücksichtigt werden.³³

³²Der Spezifikationstest muss jeweils separat für $G_1(\cdot)$ und $G_2(\cdot)$ durchgeführt werden (vgl. Ramalho/Silva 2012: 11).

³³Eine umfassende Darstellung möglicher Ursachen einer Fehlspezifikation findet sich beispielsweise bei Ramalho/Ramalho (2012a).

Zur Überprüfung der Nullhypothese wird ein regressionsbasierter LM-Test durchgeführt, dessen Prüfgröße gegenüber Heteroskedastizität robust ist.³⁴ Unter Verwendung von $\hat{\beta}_m$ und $\hat{\sigma}_{it}$, den jeweiligen Schätzern für β_m und σ_{it} unter der Nullhypothese, sowie $\hat{G}_{it} \equiv G_m\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\hat{\beta}_m}{\hat{\sigma}_{it}}\right)$ und $\hat{g}_{it} \equiv g_m\left(\frac{\mathbf{x}_{it}\hat{\beta}_m}{\hat{\sigma}_{it}}\right)$ werden zunächst die gewichteten Residuen

$$\tilde{u}_{it} = \frac{y_{it} - \hat{G}_{it}}{\sqrt{\hat{G}_{it}(1 - \hat{G}_{it})}} \quad (5.60)$$

sowie die gewichteten Gradienten

$$\begin{aligned} \nabla_{\beta} \tilde{G}_{it} &= \frac{\hat{g}_{it} \mathbf{x}_{it} \hat{\sigma}_{it}^{-1}}{\sqrt{\hat{G}_{it}(1 - \hat{G}_{it})}} \quad \text{und} \\ \nabla_{\gamma} \tilde{G}_{it} &= \left[\frac{\hat{g}_{it} \left(\frac{\mathbf{x}_{it}\hat{\beta}_m}{\hat{\sigma}_{it}}\right)^2}{\sqrt{\hat{G}_{it}(1 - \hat{G}_{it})}}, \frac{\hat{g}_{it} \left(\frac{\mathbf{x}_{it}\hat{\beta}_m}{\hat{\sigma}_{it}}\right)^3}{\sqrt{\hat{G}_{it}(1 - \hat{G}_{it})}} \right] \end{aligned} \quad (5.61)$$

geschätzt.³⁵ Im zweiten Schritt werden die beiden Elemente in $\nabla_{\gamma} \tilde{G}_{it}$ jeweils auf $\nabla_{\beta} \tilde{G}_{it}$ regressiert. Regressiert man nun die dabei gewonnenen und mit \tilde{u}_{it} multiplizierten Residuen auf einen Einheitsvektor, erhält man die Residuen \hat{e}_{it} . Die Prüfgröße ergibt sich nun aus $LM = N_T - QSR$, der Differenz aus der Anzahl der Beobachtungen, N_T , und der Quadratsumme der Residuen, $QSR = \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^{N_t} \hat{e}_{it}^2$. LM ist unter der Nullhypothese asymptotisch $\chi_{(2)}^2$ -verteilt und robust gegenüber Heteroskedastizität im Nullhypothesenmodell.

³⁴Eine ausführliche Beschreibung der Testprozedur findet sich bei Ramalho et al. (2011) und Papke/Wooldridge (1996).

³⁵Die Gewichtung erfolgt durch den Term $\sqrt{\hat{G}_{it}(1 - \hat{G}_{it})}$, der sich proportional zu einem Schätzwert für $Var[y_{it}|\mathbf{x}_{it}] = \sigma^2(G_{it}(1 - G_{it}))$ verhält.

5.1.7 Modellselektionstests

Neben den beschriebenen Tests zur Modelldiagnose werden weitere Tests durchgeführt, um eine Entscheidungsgrundlage für eine Auswahl der in Betracht gezogenen Modelle zu schaffen. Die verwendeten Modellselektionstests werden im Folgenden beschrieben.

Um zwei genestete Modelle $m = 1, 2$ zu vergleichen, wird der Test nach Wald (1943) herangezogen (vgl. auch Cameron/Trivedi 2005: 224 ff., Wooldridge 2010b: 420 f.).³⁶ Hierbei sei $\hat{\boldsymbol{\theta}}$ der Schätzer des unrestringierten Modells mit $k+q$ Koeffizienten, wobei k die Zahl der Koeffizienten des restringierten Modells bezeichnet. Beispielsweise kann ein einfaches Modell gegen ein Modell mit multiplikativer Heteroskedastizität getestet werden, indem die Nullhypothese auf gemeinsame Signifikanz der q Koeffizienten in der Heteroskedastizitätsgleichung, $H_0: \mathbf{c}(\boldsymbol{\theta}) = \theta_{k+1} = \theta_{k+2} = \dots = \theta_q = 0$, überprüft wird. Darüber hinaus lässt sich ein einteiliges gegen ein zweiteiliges fraktionelles Antwortmodell testen, indem die Nullhypothese auf identische Koeffizienten der Einsatz- und Intensitätsgleichung, $\boldsymbol{\theta}_1$ und $\boldsymbol{\theta}_2$, überprüft wird, d. h. $H_0: \mathbf{c}(\boldsymbol{\theta}) = \theta_{11}/\theta_{21} - 1 = \theta_{12}/\theta_{22} - 1 = \dots = \theta_{1k}/\theta_{2q} - 1 = 0$.³⁷ Die Prüfgröße des Wald-Tests ist unter der Nullhypothese asymptotisch χ^2 -verteilt mit q Freiheitsgraden und gegeben durch

$$W = \mathbf{c}(\hat{\boldsymbol{\theta}})'(\hat{\mathbf{C}} \hat{\mathbf{V}} \hat{\mathbf{C}}')^{-1} \mathbf{c}(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \stackrel{a}{\sim} \chi_q^2. \quad (5.62)$$

$\mathbf{c}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ bezeichnet einen Spaltenvektor, der die q Restriktionen der Nullhypothese enthält. $\hat{\mathbf{C}} \equiv \mathbf{C}(\hat{\boldsymbol{\theta}})$ ist die geschätzte Jakobi-Matrix von $\mathbf{c}(\cdot)$ und $\hat{\mathbf{V}}$ die cluster-robust geschätzte Varianz-Kovarianzmatrix von $\hat{\boldsymbol{\theta}}$.

³⁶Die Anwendung des einfachen Likelihood-Ratio-Tests ist nicht möglich, da die Gradienten der Log-Likelihoodfunktion mit hoher Wahrscheinlichkeit seriell miteinander korreliert sind (vgl. Wooldridge 2010b: 491, 706).

³⁷Oberhofer/Pfaffermayr (2011) zeigen, dass sich das zweiteilige FA-Modell in (5.49) für $\boldsymbol{\beta}_1 = \boldsymbol{\beta}_2$ zum einteiligen FA-Modell vereinfacht. Zur Überprüfung der Nullhypothese der Koeffizienten-gleichheit, $H_0: \boldsymbol{\beta}_1 = \boldsymbol{\beta}_2$, schlagen sie den Wald-Test vor.

Für den Vergleich zweier nichtgenesteter Modelle wird der Spezifikationstest nach Vuong (1989) verwendet. Die Konstruktion dieses likelihoodbasierten Tests beruht auf der Überlegung, dass ein Modell $f_m(\mathbf{y}|\mathbf{x};\boldsymbol{\theta})$ dem wahren, aber unbekanntem Modell $g_0(\mathbf{y}|\mathbf{x})$ umso ähnlicher ist, je geringer die Differenz ihrer Erwartungswerte

$$E_0[\ln(f_m(\mathbf{y}|\mathbf{x};\boldsymbol{\theta}))] - E_0[\ln(g_0(\mathbf{y}|\mathbf{x}))] \quad (5.63)$$

ausfällt (vgl. Vuong 1989). Diese Differenz wird als Kullback-Leibler Informationskriterium (KLIC) bezeichnet. Sie kann mithilfe des Wertes der Log-Likelihoodfunktion L_m sowie der Log-Likelihoodbeiträge ℓ_{itm} (jeweils an der Stelle des Schätzers für $\boldsymbol{\theta}_m$) konsistent geschätzt werden, und zwar unabhängig davon, ob das Modell $f_m(\cdot)$ korrekt spezifiziert ist. Stehen zwei konkurrierende Modelle $f_1(\mathbf{y}|\mathbf{x};\boldsymbol{\theta}_1)$ und $f_2(\mathbf{y}|\mathbf{x};\boldsymbol{\theta}_2)$ zur Auswahl, kann somit dasjenige Modell bestimmt werden, das dem wahren Modell $g_0(\cdot)$ am nächsten ist, auch wenn eines oder beide Modelle fehlerspezifiziert sind.

Dazu werden zunächst auf Basis der Schätzer $\hat{\boldsymbol{\theta}}_1$ und $\hat{\boldsymbol{\theta}}_2$ die beiden Likelihoodbeiträge $\ell_{i1}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_1)$ und $\ell_{i2}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_2)$ berechnet:

$$\ell_{i1}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_1) = \sum_{t=1}^T \ell_{it1}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_1) \quad \text{und} \quad \ell_{i2}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_2) = \sum_{t=1}^T \ell_{it2}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_2). \quad (5.64)$$

Es kann gezeigt werden, dass die durchschnittliche Differenz der Log-Likelihoodbeiträge

$$N^{-1/2} \sum_{i=1}^N [\ell_{i1}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_1) - \ell_{i2}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_2)] \quad (5.65)$$

der Differenz der Log-Likelihoodfunktionswerte

$$N^{-1/2}(L_1(\hat{\boldsymbol{\theta}}_1) - L_2(\hat{\boldsymbol{\theta}}_2)) \quad (5.66)$$

entspricht und dass diese mit einem Erwartungswert von null und der Varianz η^2 normalverteilt ist (vgl. Wooldridge 2010b: 505f.). Unter der Nullhypothese der Modellgleichheit,

$$H_0: E[\ell_{i1}(\boldsymbol{\theta}_1)] = E[\ell_{i2}(\boldsymbol{\theta}_2)], \quad (5.67)$$

ist die asymptotisch standardnormalverteilte Vuong-Teststatistik gegeben durch

$$V = \frac{N^{-1/2}(L_1 - L_2)}{\eta} \stackrel{a}{\sim} N(0, 1) \quad (5.68)$$

(vgl. Vuong 1989: 318).

Bei der Schätzung der Varianz η^2 muss berücksichtigt werden, dass serielle Abhängigkeit zwischen den Beobachtungswerten vorliegen kann.³⁸ Aus diesem Grund wird von den (geschätzten) zeitpunktbezogenen Differenzen der Log-Likelihoodbeiträge, $\hat{d}_{it} = \ell_{it1}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_1) - \ell_{it2}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_2)$, der Mittelwert $\hat{\lambda}_t = N_t^{-1} \sum_{i=1}^{N_t} \hat{d}_{it}$ abgezogen. Damit kann η^2 durch

$$\hat{\eta}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (\hat{d}_{it} - \hat{\lambda}_t)^2 + \sum_{t=1}^T \sum_{r \neq t}^T (\hat{d}_{it} - \hat{\lambda}_t)(\hat{d}_{ir} - \hat{\lambda}_r) \right) \quad (5.69)$$

konsistent geschätzt werden (vgl. Wooldridge 2010b: 508).

Muss die Nullhypothese der Modellgleichheit in (5.67) abgelehnt werden, so ist Modell 1 (Modell 2) im Falle einer positiven (negativen) Prüfgröße V zu bevorzugen. Kann die Nullhypothese nicht verworfen werden, lässt sich möglicherweise auf Basis eines einseitigen Tests eine Modellwahl treffen. Hierbei wird die Nullhypothese überprüft, dass Modell 1 (Modell 2) dem wahren Modell mindestens so ähnlich oder ähnlicher ist als Modell 2 (Modell 1), $H_0: E[\ell_{i1}(\boldsymbol{\theta}_1)] \geq E[\ell_{i2}(\boldsymbol{\theta}_2)]$ bzw. $H_0: E[\ell_{i1}(\boldsymbol{\theta}_1)] \leq E[\ell_{i2}(\boldsymbol{\theta}_2)]$.

³⁸Für Querschnittsmodelle kann die Varianz durch $N^{-1} \sum_{i=1}^N [\ell_{i1}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_1) - \ell_{i2}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_2)]^2$ konsistent geschätzt werden (vgl. Wooldridge 2010b: 506).

Der von Davidson/MacKinnon (1981) vorgeschlagene P -Test für nichtgenestete Modelle wird verwendet, um das einteilige fraktionelle Antwortmodell mit unbeobachteten Effekten gegen das beste zweiteilige fraktionelle Antwortmodell ohne Kontrolle unbeobachteter Heterogenität zu testen (vgl. auch Ramalho et al. 2011: 33 ff.). Hierbei kann überprüft werden, ob das FA2-Modell einen, über den des CRE FA1-Modells hinausgehenden Beitrag zur Erklärung der Intensität der Leiharbeitsnutzung leistet.

$\hat{\Phi}_{it}$ sei hierbei ein Schätzwert für die erwartete Leiharbeitsintensität $E[y_{it}|\mathbf{x}_i]$ basierend auf den geschätzten Koeffizienten $\hat{\psi}, \hat{\boldsymbol{\beta}}, \hat{\boldsymbol{\xi}}, \hat{\sigma}_{it}$ des CRE FA1-Modells in (5.45). $\hat{\Gamma}_{it} \equiv \hat{G}_{1it}\hat{G}_{2it}$ sei ein Schätzwert für $E[y_{it}|\mathbf{x}_{it}]$ basierend auf den geschätzten Koeffizienten des FA2-Modells in (5.51), mit \hat{G}_{1it} und \hat{G}_{2it} als Schätzwerte für $P(y_{it} > 0|\mathbf{x}_{it})$ und $E[y_{it}|\mathbf{x}_{it}, y_{it} > 0]$.

Für das um die Differenz $\hat{\Gamma}_{it} - \hat{\Phi}_{it}$ erweiterte Modell

$$\Phi \left(\frac{\psi + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}}{\sigma_{it}} + \gamma \frac{\hat{\Gamma}_{it} - \hat{\Phi}_{it}}{\hat{\phi}_{it}} \right) \quad (5.70)$$

wird die Nullhypothese getestet, dass $\hat{\Gamma}_{it}$ keinen zusätzlichen, d. h. über $\hat{\Phi}_{it}$ hinausgehenden Beitrag zur Erklärung der erwarteten Leiharbeitsintensität liefert ($H_0 : \gamma = 0$), wobei $\hat{\phi}_{it}$ einen Schätzwert für $\phi(z) = d\Phi(z)/dz$ bezeichnet (vgl. Ramalho et al. 2011: 34). Im Falle der Ablehnung der Nullhypothese kann davon ausgegangen werden, dass das zweiteilige Modell ohne Kontrolle unbeobachteter Heterogenität also möglicherweise besser geeignet ist als das einteilige Modell mit unbeobachteten Effekten. Um eine Prüfgröße zu ermitteln, deren Verteilung robust gegenüber Heteroskedastizität im Nullhypothesenmodell ist, wird analog zum Spezifikationstest von Ramsey (1969) und Pagan/Vella (1989) ein regressionsbasierter LM-Ansatz gewählt.³⁹ Unter Verwendung der Schätzer für $\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi}, \sigma_{it}$ des CRE

³⁹Vgl. Abschnitt 5.1.6 für eine Beschreibung der Testprozedur.

FA1-Modells können die gewichteten Residuen \tilde{u}_{it} sowie die Gradienten $\nabla_{\boldsymbol{\theta}} \tilde{\Phi}_{it}$, $\nabla_{\gamma} \tilde{\Phi}_{it}$ geschätzt werden mit

$$\begin{aligned}\tilde{u}_{it} &= \frac{y_{it} - \hat{\Phi}_{it}}{\sqrt{\hat{\Phi}_{it}(1 - \hat{\Phi}_{it})}}, \\ \nabla_{\boldsymbol{\theta}} \tilde{\Phi}_{it} &= \left[\frac{\hat{\phi} \hat{\sigma}_{it}}{\sqrt{\hat{\Phi}_{it}(1 - \hat{\Phi}_{it})}}, \frac{\hat{\phi} \mathbf{x}_{it} \hat{\sigma}_{it}}{\sqrt{\hat{\Phi}_{it}(1 - \hat{\Phi}_{it})}}, \frac{\hat{\phi} \bar{\mathbf{x}}_i \hat{\sigma}_{it}}{\sqrt{\hat{\Phi}_{it}(1 - \hat{\Phi}_{it})}} \right], \\ \nabla_{\gamma} \tilde{\Phi}_{it} &= \frac{\hat{\Gamma}_{it} - \hat{\Phi}_{it}}{\sqrt{\hat{\Phi}_{it}(1 - \hat{\Phi}_{it})}},\end{aligned}\tag{5.71}$$

wobei $\boldsymbol{\theta} \equiv (\psi, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\xi})$ und $\hat{\sigma}_{it}$ ein Schätzwert für σ_{it} ist. Die Prüfgröße LM ist unter der Nullhypothese asymptotisch $\chi^2_{(1)}$ -verteilt.

Ramalho et al. (2011) setzen den P -Test erstmals ein, um die Güte fraktioneller Antwortmodelle zu vergleichen. Anstelle des P -Tests empfehlen Oberhofer/Pfaffermayr (2011) zwar die Verwendung des Wald-Tests, um ein einteiliges gegen ein zweiseitiges fraktionelles Antwortmodell zu testen. Dieser setzt jedoch zwei genestete Modelle voraus und basiert auf dem Koeffizientenschätzer des (unrestringierten) FA2-Modells. Folglich lässt der Wald-Test, anders als der P -Test, lediglich ein einteiliges fraktionelles Antwortmodell als Nullhypothesenmodell zu, das unbeobachtete Heterogenität nicht berücksichtigt. Zudem müssen beide Modelle dieselbe funktionale Form besitzen.

5.2 Schätzergebnisse

Im Folgenden werden die Schätzergebnisse vorgestellt. Im ersten Abschnitt wird anhand der Ergebnisse der Modelldiagnose- und Modellselektionstests die Wahl der für die Schätzungen herangezogenen Modelle begründet. Daraufhin werden die Ergebnisse für den Hauptuntersuchungszeitraum 2005-2008 beschrieben. Diese werden dann den Ergebnissen für den Zeitraum 2009-2011 gegenübergestellt. Anschließend wird erläutert, welche Unterschiede sich zwischen den Ergebnissen der beiden Nachreformperioden und dem Vorreformjahr 2002 feststellen lassen. Für die drei untersuchten Zeiträume wird jeweils zunächst auf die Ergebnisse der Basisspezifikation eingegangen. Dann folgen die Ergebnisse für Schätzungen, die unter veränderter Modellspezifikation durchgeführt werden, einesteils zur weiteren Überprüfung der aufgestellten Hypothesen und anderenteils zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse der Basisspezifikation. Im letzten Abschnitt des Kapitels wird für den Zeitraum 2005-2008 aufgezeigt, inwiefern sich Betriebe mit intensiver Leiharbeitsnutzung hinsichtlich der Relevanz der strategischen Motive von anderen Nutzerbetrieben unterscheiden.

5.2.1 Ergebnisse der Modelldiagnose- und Modellselektionstests

5.2.1.1 Tobit-Modell und Hürdenmodelle

Die Testergebnisse werden zunächst für das CRE Tobit-Modell, das einfache Hürdenmodell sowie das Doppelhürdenmodell dargestellt, anschließend für das einteilige und zweiteilige fraktionelle Antwortmodell.⁴⁰

Im CRE Tobit-Modell hängt die Konsistenz des Schätzers $\hat{\beta}$ davon ab, ob die beiden Annahmen normalverteilter und homoskedastischer Störterme beibehalten

⁴⁰Die Durchführung der Tests zur Modelldiagnose und Modellselektion erfolgt auf Grundlage der Basisspezifikation für den Zeitraum 2005-2008.

Tabelle 5.3: Ergebnisse der bedingten Momententests auf Normalverteilung und Homoskedastizität

	H_0 : Normalverteilung		H_0 : Homoskedastizität	
	$\chi^2(2)$	p -Wert	$\chi^2(169)$	p -Wert
CRE Tobit	926,70	0,000	1.599,23	0,000
Log-CRE Tobit	73,47	0,000	894,61	0,000

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, 19.623 Beobachtungen, eigene Berechnung.

werden können. Tabelle 5.3 enthält die Ergebnisse der bedingten Momententests nach Pagan/Vella (1989) für das einfache CRE Tobit-Modell sowie für das CRE Tobit-Modell mit logarithmierter abhängiger Variablen (Log-CRE Tobit-Modell). Für beide Modelle zeigt sich, dass die Nullhypothesen, Gültigkeit der Normalverteilungsannahme und Gültigkeit der Homoskedastizitätsannahme, jeweils auf einem 1%-Signifikanzniveau abgelehnt werden müssen. Daher wird zum einen die Modellierung der Heteroskedastizität beibehalten. Zum anderen wird der Normalverteilungsannahme Rechnung getragen, indem die abhängige Variable in IS- bzw. Box-Cox-transformierter Form in das Tobit-Modell eingeht.

Auf Basis der jeweiligen Schätzergebnisse für das IS- und BC-CRE Tobit-Modell wird zunächst untersucht, ob die Transformation der abhängigen Variablen und die Modellierung der Heteroskedastizität notwendig sind, um die Konsistenzannahme aufrecht erhalten zu können. Die Testergebnisse sind in Tabelle 5.4 dargestellt. Für die IS-Transformation, mit $\hat{\kappa}$ als Schätzwert des Transformationsparameters κ , muss die Nullhypothese der Beibehaltung der ursprünglichen Verteilung der abhängigen Variablen, $H_0: \kappa = 0$, auf dem 1%-Signifikanzniveau verworfen werden. Hinsichtlich der Box-Cox-Transformation, mit $\hat{\zeta}$ als Schätzwert des Transformationsparameters ζ , ist die Nullhypothese der logarithmischen Transformation, $H_0: \zeta = 0$, sowie der linearen Transformation, $H_0: \zeta = 1$, jeweils eindeutig abzulehnen. Die Ergebnisse des Wald-Tests zeigen darüber hinaus, dass die Nullhypothese der Homoskedastizität, $H_0: \nu = \alpha = \nu = 0$, für beide CRE Tobit-Modelle (ohne modellierte Heteroskedastizität) jeweils ebenfalls zu verwerfen ist. Somit ist die Transformation der

Tabelle 5.4: Ergebnisse verschiedener Tests für das IS- und BC-CRE Tobit-Modell

	Prüfgröße	p -Wert
IS-CRE Tobit, Log-Likelihood: 866,12, $\hat{\kappa}=15,88$		
t -Test $H_0: \kappa = 0$	15,96	0,000
Wald-Test $H_0: \iota = \boldsymbol{\alpha} = \boldsymbol{\nu} = 0$	850,18	0,000
BC-CRE Tobit, Log-Likelihood: 775,63, $\hat{\zeta}=0,74$		
t -Test $H_0: \zeta = 0$	78,14	0,000
t -Test $H_0: \zeta = 1$	-26,84	0,000
Wald-Test $H_0: \iota = \boldsymbol{\alpha} = \boldsymbol{\nu} = 0$	818,02	0,000
Vuong-Test $H_0: E[\ell_i(\boldsymbol{\theta}_{BC})] \geq E[\ell_i(\boldsymbol{\theta}_{IS})]$	3,95	0,000

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, 19.623 Beobachtungen, eigene Berechnung.

abhängigen Variablen und die Modellierung der Heteroskedastizität in beiden Modellen erforderlich, um die Annahme konsistenter Schätzer beibehalten zu können.

Um zu untersuchen, welches der beiden CRE Tobit-Modelle dem wahren, aber unbekanntem Modell ähnlicher ist (gemäß des KLIC), wird der Spezifikationstest für nicht genestete Modelle nach Vuong (1989) durchgeführt. Hierbei wird die Nullhypothese überprüft, dass das CRE Tobit-Modell mit BC-transformierter abhängiger Variablen dem wahren Modell mindestens so ähnlich bzw. ähnlicher ist als das CRE Tobit-Modell mit IS-Transformation, $H_0: E[\ell_i(\boldsymbol{\theta}_{BC})] \geq E[\ell_i(\boldsymbol{\theta}_{IS})]$. Die Testergebnisse sind in Tabelle 5.4 dargestellt. Die Durchführung dieses einseitigen Tests zeigt, dass die Nullhypothese auf dem 1%-Signifikanzniveau abzulehnen ist. Somit ist das Modell mit IS-Transformation eindeutig dem mit BC-Transformation vorzuziehen.⁴¹

Für das IS-CRE Tobit-Modell wird nun die Nullhypothese überprüft, dass zwischen den erklärenden Variablen und den unbeobachteten Effekten keine Korrelation besteht. Dazu werden die geschätzten Koeffizienten $\hat{\xi}_{j\tau}$ herangezogen, die sich auf die zeitlichen Mittelwerte $\bar{x}_{j\tau}$ jeder zeitvarianten Variablen j und jeder Wellenanzahl $\tau = 1, 2, 3$ beziehen (im Folgenden als wellenanzahlspezifische Durchschnittsvariablen bezeichnet). Die Ergebnisse der t -Tests zeigen, dass die Nullhypothese der

⁴¹Aufgrund des sehr kleinen p -Werts von 0,00003882 ist auch die Nullhypothese auf Gleichheit der Modelle eindeutig abzulehnen.

Unkorreliertheit, $H_0: \xi_{j\tau} = 0$, lediglich für eine Minderheit der wellenanzahlspezifischen Durchschnittsvariablen abzulehnen ist. Die gemeinsame Nullhypothese der Unkorreliertheit, $H_0: \xi_{\tau=1} = \xi_{\tau=2} = \xi_{\tau=3} = 0$, wird anhand eines Wald-Tests überprüft. Sie kann gemäß der Prüfgröße von 66,57 bei einem p -Wert von 0,117 gerade so nicht verworfen werden. Für die Heteroskedastizitätsgleichung kann die Nullhypothese der Unkorreliertheit, $H_0: \nu_{\tau=1} = \nu_{\tau=2} = \nu_{\tau=3} = 0$, eindeutig nicht verworfen werden.

Ob die Anpassung der Modellspezifikation an die unbalancierte Panelstruktur erforderlich ist, wird ebenfalls anhand der geschätzten Koeffizienten $\hat{\xi}_{j\tau}$ überprüft. Separate Wald-Tests auf (variablenbezogene) Gleichheit der geschätzten Koeffizienten der wellenanzahlspezifischen Durchschnittsvariablen, $H_0: \xi_{j1} = \xi_{j2} = \xi_{j3}$, führen für einige dieser Variablen zu einer klaren Ablehnung der Nullhypothese. Der Test auf Gleichheit der geschätzten Koeffizienten der wellenanzahlspezifischen Dummy-Variablen ergibt, dass die Nullhypothese, $H_0: \psi_1 = \psi_2 = \psi_3$, nicht verworfen werden kann. Wird die gemeinsame Nullhypothese der (variablenbezogenen) Gleichheit dieser Koeffizienten, $H_0: \xi_1 = \xi_2 = \xi_3$ und $\psi_1 = \psi_2 = \psi_3$, überprüft, kann diese gemäß der Prüfgröße von 46,41 bei einem p -Wert von 0,164 ebenfalls nicht verworfen werden. Zur gleichen Testentscheidung gelangt man bezüglich der Heteroskedastizitätsgleichung. Schätzt man allerdings das IS-CRE Tobit-Modell unter der Restriktion gleicher Koeffizienten, verringert sich die Signifikanz der geschätzten Koeffizienten gegenüber dem Ausgangsmodell und zwar unabhängig davon, ob sich die Koeffizientenrestriktion auf die Hauptgleichung, die Heteroskedastizitätsgleichung oder auf beide Gleichungen bezieht. Folglich kann auf die Anpassung der Modellspezifikation an die unbalancierte Panelstruktur nicht verzichtet werden; das Ausgangsmodell wird deshalb beibehalten.

Das einfache und auch das Doppelhürdenmodell setzen jeweils ebenfalls normalverteilte und homoskedastische Störterme voraus, um β_1 und β_2 konsistent schätzen zu können. Deshalb wird für die beiden Hürdenmodelle überprüft, ob die IS-Transformation und die Modellierung der Heteroskedastizität zur Beibehaltung der

Tabelle 5.5: Ergebnisse verschiedener Tests für das einfache und das Doppelhürdenmodell mit IS-Transformation

	Prüfgröße	<i>p</i> -Wert
IS EH-Modell, Log-Likelihood: 1.509,11, $\hat{\kappa}=103.164,70$		
<i>t</i> -Test $H_0: \kappa = 0$	13,83	0,000
Wald-Test $H_0: \boldsymbol{\alpha} = 0$	344,71	0,000
IS DH-Modell, Log-Likelihood: 1.524,57, $\hat{\kappa}= 103.317,20$, $\hat{\sigma}_{12}=5,09E-06$		
<i>t</i> -Test $H_0: \kappa = 0$	640,33	0,000
<i>t</i> -Test $H_0: \sigma_{12} = 0$	9,85	0,000
Wald-Test $H_0: \boldsymbol{\alpha} = 0$	232,42	0,000

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, 19.623 Beobachtungen, eigene Berechnung.

Konsistenzannahme jeweils erforderlich sind (vgl. Tabelle 5.5).⁴² Sowohl für das einfache Hürdenmodell (IS EH-Modell) als auch für das Doppelhürdenmodell (IS DH-Modell) zeigt sich, dass die Nullhypothese der Ursprungsverteilung, $H_0: \kappa = 0$, und die Nullhypothese der Homoskedastizität, $H_0: \boldsymbol{\alpha} = 0$, jeweils eindeutig abzulehnen sind. Darüber hinaus wird getestet, ob Einsatz- und Intensitätsentscheidung miteinander korreliert sind. Hierfür wird auf Basis des Doppelhürdenmodells der Schätzwert für die Kovarianz der Störterme beider Gleichungen, $\hat{\sigma}_{12}$, herangezogen und ein *t*-Test auf Unkorreliertheit beider Entscheidungen, $H_0: \sigma_{12} = 0$, durchgeführt. Da die Nullhypothese klar zu verwerfen ist, muss streng genommen davon ausgegangen werden, dass die Schätzergebnisse des einfachen Hürdenmodells nicht konsistent sind. Ein Vergleich der Ergebnisse beider Modelle zeigt jedoch, dass bezüglich Signifikanz und Richtung der geschätzten Koeffizienten nur geringfügige Unterschiede bestehen. Aus diesem Grund soll auch das einfache Hürdenmodell beibehalten werden, zumal es als Referenzmodell für das FA2-Modell dient, das ebenfalls unkorrelierte Entscheidungen unterstellt.

⁴²Auf die Verwendung der Box-Cox-Transformation wird aus den im Abschnitt 5.1.3 angeführten Gründen verzichtet.

5.2.1.2 Fraktionelle Antwortmodelle

Für das einteilige fraktionelle Antwortmodell (CRE FA1-Modell) wird die Standardnormalverteilung als funktionale Form verwendet. Da die Konsistenz der Schätzer für β eine korrekte Spezifikation der funktionalen Form voraussetzt, wird deren Gültigkeit anhand des RESET-Tests von Ramsey (1969) und Pagan/Vella (1989) überprüft. Gemäß der Prüfgröße von 2,96 bei einem p -Wert von 0,228 kann die Nullhypothese der Gültigkeit der funktionalen Form, $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$, auf keinem üblichen Signifikanzniveau abgelehnt werden.

Aufgrund der modellinherenten Heteroskedastizität empfehlen Papke/Wooldridge (2008: 123) deren explizite Modellierung. Ein Wald-Test auf Signifikanz der Heteroskedastizitätsgleichung, $H_0: \iota = \alpha = \nu = 0$, ergibt eine Prüfgröße von 769,00 bei einem p -Wert von null. Somit kann davon ausgegangen werden, dass die Modellierung der Heteroskedastizität zu einer besseren Modellanpassung führt.

Ebenso wie für das Tobit-Modell soll auch für das CRE FA1-Modell untersucht werden, ob die erklärenden Variablen mit den unbeobachteten Effekten korreliert sind. Die Ergebnisse der t -Tests zeigen, dass sich einige der geschätzten Koeffizienten der wellenzahlenspezifischen Durchschnittsvariablen signifikant von null unterscheiden. Demnach muss die Nullhypothese der Unkorreliertheit, $H_0: \xi_{j\tau} = 0$, für einige der erklärenden Variablen abgelehnt werden. Wird die gemeinsame Nullhypothese der Unkorreliertheit, $H_0: \xi_{\tau=1} = \xi_{\tau=2} = \xi_{\tau=3} = 0$, anhand eines Wald-Tests überprüft, ergibt sich eine Prüfgröße von 44,37 bei einem p -Wert von 0,822. Somit kann die gemeinsame Nullhypothese der Unkorreliertheit nicht verworfen werden. Für die Heteroskedastizitätsgleichung ist die Nullhypothese der Unkorreliertheit, $H_0: \nu_{\tau=1} = \nu_{\tau=2} = \nu_{\tau=3} = 0$, hingegen eindeutig abzulehnen.

Daneben wird überprüft, ob die Anpassung der Modellspezifikation an die unbalancierte Panelstruktur erforderlich ist. Die Ergebnisse separater Wald-Tests zeigen, dass die Nullhypothese der Gleichheit der geschätzten wellenzahlenspezifischen Koeffizienten, $H_0: \xi_{j1} = \xi_{j2} = \xi_{j3}$, lediglich für einige der erklärenden Varia-

Tabelle 5.6: Ergebnisse der RESET-Tests auf Gültigkeit der funktionalen Form der Einsatzgleichung des FA2-Modells, $G_1(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_1/\sigma)$

		G_2					
		... -Probit		... -Logit		... -Gumbel	
		$\chi^2(2)$	p -Wert	$\chi^2(2)$	p -Wert	$\chi^2(2)$	p -Wert
G_1	Probit- ...	8,346	0,015	8,331	0,016	8,269	0,016
	Logit- ...	4,586	0,101	4,644	0,098	4,576	0,101
	Gumbel- ...	4,768	0,092	4,736	0,094	4,642	0,098

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, 19.623 Beobachtungen, eigene Berechnung.

blen zu verwerfen ist. Bezogen auf die geschätzten Koeffizienten der wellenanzahl-spezifischen Dummy-Variablen kann die Nullhypothese der Koeffizientengleichheit, $H_0: \psi_1 = \psi_2 = \psi_3$, jedoch nicht verworfen werden. Werden alle geschätzten Koeffizienten gemeinsam getestet, kann die Nullhypothese der (variablenbezogenen) Gleichheit der geschätzten Koeffizienten, $H_0: \boldsymbol{\xi}_1 = \boldsymbol{\xi}_2 = \boldsymbol{\xi}_3$ und $\psi_1 = \psi_2 = \psi_3$, gemäß des p -Werts von 0,732 ebenfalls nicht abgelehnt werden (Prüfgröße: 32,24). Dagegen ist die gemeinsame Nullhypothese für die entsprechenden Koeffizienten der Heteroskedastizitätsgleichung, $H_0: \boldsymbol{\nu}_1 = \boldsymbol{\nu}_2 = \boldsymbol{\nu}_3$ und $\iota_1 = \iota_2 = \iota_3$, eindeutig abzulehnen. Versuchsweise wird das FA1-Modell deshalb vereinfacht, indem die Anpassung der Modellspezifikation an die unbalancierte Panelstruktur bezüglich der Hauptgleichung aufgehoben wird. Gegenüber dem Ausgangsmodell führt die Restriktion gleicher Koeffizienten jedoch zu einer erheblichen Abschwächung der Signifikanz der geschätzten Koeffizienten. Aus diesem Grund wird wie im Falle des Tobit-Modells das ursprüngliche CRE FA1-Modell beibehalten.

Im zweiteiligen fraktionellen Antwortmodell (FA2-Modell) hängt die Konsistenz der Schätzer $\boldsymbol{\beta}_1$ und $\boldsymbol{\beta}_2$ ebenfalls von der Korrektheit der funktionalen Form ab, die zur Modellierung der Einsatz- und Intensitätsentscheidung jeweils verwendet wird. Im Gegensatz zum CRE FA1-Modell stehen hier verschiedene Verteilungsfunktionen zur Auswahl. Deshalb werden mithilfe des RESET-Tests von Ramsey (1969) und Pagan/Vella (1989) drei funktionale Formen auf ihre Eignung hin überprüft, nämlich

Tabelle 5.7: Ergebnisse der RESET-Tests auf Gültigkeit der funktionalen Form der Intensitätsgleichung des FA2-Modells, $G_2(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_2/\sigma)$

		G_2					
		... -Probit		... -Logit		... -Gumbel	
		$\chi^2(2)$	p -Wert	$\chi^2(2)$	p -Wert	$\chi^2(2)$	p -Wert
G_1	Logit- ...	12,313	0,002	6,637	0,036	15,119	0,001
	Gumbel- ...	2,849	0,241	1,457	0,483	4,239	0,120

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, 19.623 Beobachtungen, eigene Berechnung.

die Standardnormalverteilung (Probit), die logistische Verteilung (Logit) und die Gumbel-Verteilung (Gumbel).⁴³

Der RESET-Test wird für beide Modellteile $G_1(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_1/\sigma)$ und $G_2(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_2/\sigma)$ separat durchgeführt. Die Testergebnisse sind für die Einsatzgleichung in Tabelle 5.6, für die Intensitätsgleichung in Tabelle 5.7 dargestellt. Legt man ein Signifikanzniveau von 5% zugrunde, zeigt sich hinsichtlich des binären Entscheidungsmodells, dass die Nullhypothese der Gültigkeit der funktionalen Form, $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$, lediglich für die Standardnormalverteilung zu verwerfen ist und zwar unabhängig davon, welche funktionale Form für die Intensitätsgleichung gewählt wird. Für die logistische und die Gumbel-Verteilung führt der RESET-Test zu empirischen Signifikanzniveaus zwischen 9 und 10%. Auch wenn die Nullhypothese damit nicht zweifelsfrei beibehalten werden kann, sollen beide Verteilungsfunktionen zur Modellierung der Einsatzentscheidung weiterhin in Betracht gezogen werden. Hinsichtlich der Intensitätsgleichung zeigt sich, dass die Nullhypothese der Gültigkeit der funktionalen Form für alle drei Verteilungsfunktionen eindeutig abzulehnen ist, wenn die logistische Verteilung zur Modellierung der Einsatzentscheidung herangezogen wird. Hingegen kann im Falle einer Gumbel-verteilten Einsatzentscheidung keine der Verteilungsfunktionen verworfen werden.

⁴³Wie im FA1-Modell wird Heteroskedastizität in allen Modellen explizit modelliert. Die Nullhypothese der Homoskedastizität bezogen auf das FA2-Modell ohne explizite Modellierung kann für alle neun Modelle abgelehnt werden.

Tabelle 5.8: Ergebnisse des Vuong-Tests für FA2-Modelle mit Gumbel-verteilter Einsatzentscheidung

	H_0 : Gumbel- ...					
	... -Probit		... -Logit		... -Gumbel	
	Prüfgröße	p -Wert	Prüfgröße	p -Wert	Prüfgröße	p -Wert
H_1 : Gumbel- ...						
... -Probit	—		0,285	0,612	1,159	0,877
... -Logit	-0,285	0,388	—		0,619	0,732
... -Gumbel	-1,159	0,123	-0,619	0,268	—	

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, 19.623 Beobachtungen, eigene Berechnung.

Um zu testen, welches der drei FA2-Modelle mit Gumbel-verteilter Einsatzentscheidung im Sinne des KLIC dem wahren, aber unbekanntem Modell am ähnlichsten ist, werden Spezifikationstests nach Vuong (1989) durchgeführt. Für jedes der drei Modelle (H_0 -Modell) wird hierbei die Nullhypothese überprüft, dass es dem wahren Modell mindestens so ähnlich bzw. ähnlicher ist als die beiden anderen Modelle (H_1 -Modell), $H_0: E[\ell_i(\boldsymbol{\theta}_{H_0})] \geq E[\ell_i(\boldsymbol{\theta}_{H_1})]$. Die Ergebnisse dieser einseitigen Tests sind in Tabelle 5.8 dargestellt. Es zeigt sich, dass die Nullhypothese für keines der Modellpaare abzulehnen ist. Zumindest legt aber der kleine p -Wert von 0,123 beim Test des Gumbel-Probit- gegen das Gumbel-Gumbel-Modell nahe, dass das letztgenannte dem erstgenannten Modell vorzuziehen ist. Da dies jedoch keine abschließende Entscheidung über die „beste“ funktionale Form der Intensitätsgleichung erlaubt, werden die Schätzergebnisse der drei Modelle miteinander verglichen. Dabei zeigt sich, dass hinsichtlich Signifikanz und Richtung der geschätzten Koeffizienten keine nennenswerten Unterschiede zwischen den drei Modellen bestehen. Da zudem die p -Werte des RESET-Tests für die drei FA2-Modelle mit Gumbel-verteilter Einsatzgleichung nahezu identisch sind, wird die Entscheidung über die funktionale Form auf Basis des empirischen Signifikanzniveaus gefällt, das sich aus der Durchführung der RESET-Tests für die Intensitätsgleichung ergibt. Hier weist die logistische Verteilung unter allen drei FA2-Modellen mit Gumbel-verteilter Einsatzgleichung den mit 0,483 höchsten p -Wert auf. Folglich wird das Gumbel-Logit-Modell den anderen beiden FA2-Modellen vorgezogen.

Mit dem Wald-Test von Oberhofer/Pfaffermayr (2011) wird das FA1-Modell gegen das FA2-Modell getestet. Damit lässt sich insbesondere untersuchen, ob die separate Modellierung der Einsatz- und Intensitätsentscheidung erforderlich ist. Um die Nullhypothese identischer Koeffizienten, $H_0 : \beta_1 = \beta_2$, zu überprüfen, sind zwei kritische Einschränkungen in Kauf zu nehmen: Da der Test auf dem (unrestringierten) FA2-Modell beruht, muss erstens unterstellt werden, dass keine unbeobachtete Heterogenität besteht, da diese im FA2-Modell nicht kontrolliert werden kann. Zudem kann der Test nur dann durchgeführt werden, wenn Einsatz- und Intensitätsgleichung dieselbe funktionale Form aufweisen. Um dies zu gewährleisten, wird anstelle des Gumbel-Logit- das Gumbel-Gumbel-Modell herangezogen. Gemäß der Prüfgröße von 309,24 bei einem p -Wert von null ist die Nullhypothese auf Koeffizientengleichheit eindeutig abzulehnen.⁴⁴ Somit lässt sich schlussfolgern, dass die Modellierung eines zweistufigen Entscheidungsprozesses gegenüber dem einstufigen vorzuziehen ist, da Einsatz- und Intensitätsentscheidung offenbar in unterschiedlicher Weise von den Regressoren abhängen.

Um zu überprüfen, ob das Gumbel-Logit FA2-Modell einen, über den des CRE FA1-Modells hinausgehenden Beitrag zur Erklärung der Intensität der Leiharbeitsnutzung leistet, wird der P -Test für nicht genestete Modelle nach Davidson/MacKinnon (1981) durchgeführt. Hierbei wird die Nullhypothese getestet, dass die Differenzen der modellspezifischen Schätzwerte der erwarteten Nutzungsintensität im erweiterten FA1-Modell keinen signifikanten Einfluss besitzen, $H_0 : \gamma = 0$. Gemäß der Prüfgröße von 1.760,69 bei einem p -Wert von null ist die Nullhypothese eindeutig zu verwerfen. Demnach besitzt das FA2-Modell einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag, auch wenn es unbeobachtete Heterogenität zwischen den Betrieben nicht berücksichtigen kann.

⁴⁴Die Durchführung des Tests erfordert zudem eine identische Spezifikation beider Gleichungen. Aus diesem Grund wurden die in der Einsatzgleichung enthaltenen zwei quadrierten Terme auch in die Intensitätsgleichung aufgenommen. Das Entfernen der quadrierten Terme aus beiden Gleichungen verändert das Testergebnis nicht.

5.2.2 Ergebnisse für den Zeitraum 2005-2008

5.2.2.1 Basisspezifikation

Entsprechend der im vorherigen Abschnitt vorgestellten Testergebnisse werden das IS-CRE Tobit-Modell und das CRE-FA1-Modell, beide mit modellierter Heteroskedastizität und vollständiger Berücksichtigung der unbalancierten Panelstruktur, als einstufige Modelle mit unbeobachteten Effekten zur Modellierung der Nutzungsintensität herangezogen. Um Einsatz- und Intensitätsentscheidung separat zu modellieren, wird das FA2-Modell verwendet, und zwar mit Gumbel-verteilter Einsatz- und logistisch verteilter Intensitätsentscheidung. Von den in Betracht gezogenen Hürdenmodellen fällt die Entscheidung auf das einfache und das Doppelhürdenmodell jeweils mit IS-transformierter Abhängigen und modellierter Heteroskedastizität.

Für diese fünf Modelle werden nun die Ergebnisse der Basisspezifikation für den Hauptuntersuchungszeitraum 2005-2008 vorgestellt. Insgesamt betrachtet führen die beiden einstufigen Modelle zu ähnlichen Ergebnissen. Ebenso zeigen sich keine größeren Differenzen zwischen dem FA2-Modell und den beiden Hürdenmodellen. Bezüglich Signifikanz und Richtung der geschätzten Koeffizienten bestehen jedoch deutliche Unterschiede zwischen den Ergebnissen der einstufigen Modelle und der Intensitätsgleichung in den zweistufigen Modellen. Ähnliche Ergebnisse sind hingegen zwischen den einstufigen und der Einsatzgleichung der zweistufigen Modelle festzustellen. Demnach hängen Einsatz- und Intensitätsentscheidung in verschiedener Weise von den betrieblichen Faktoren ab. Zudem werden die Schätzergebnisse der einstufigen Modelle offenbar von der Einsatzentscheidung dominiert, was auf den hohen Anteil an Betrieben ohne Leiharbeitsnutzung zurückgeführt werden kann.⁴⁵ Um zu beurteilen, ob etwaige Effekte, die auf Basis der Intensitätsgleichung der zweistufigen Modelle erkennbar sind, möglicherweise auf unbeobachtete Heterogeni-

⁴⁵Zu dieser Einschätzung gelangt man auch bezüglich der Schätzergebnisse des Zeitraums 2009-2011. Für den Zeitraum 2002 ist ebenfalls eine große Ähnlichkeit zwischen den Ergebnissen der beiden zweistufigen Modelle festzustellen.

tät zurückzuführen sind, ist die Verwendung der einstufigen Modelle dennoch erforderlich.

Tabelle 5.9 enthält die Ergebnisse des CRE Tobit- und des CRE FA1-Modells. Die Ergebnisse der zweistufigen Modelle sind für das FA2-Modell in Tabelle 5.10 und für die beiden Hürdenmodelle in Tabelle 5.11 dargestellt.⁴⁶

Sowohl die Ergebnisse des CRE Tobit- als auch des CRE FA1-Modells legen nahe, dass Leiharbeit zur Verringerung der Arbeitskosten (H1) eingesetzt wird. Bezüglich des Lohnniveaus ergibt sich für beide Modelle *ceteris paribus* ein signifikant positiver, aber abnehmender Effekt auf die Nutzungsintensität. Der geschätzte marginale Effekt des FA1-Modells fällt allerdings mit 0,004 recht klein aus; demnach erhöht sich die Nutzungsintensität (und auch die Einsatzwahrscheinlichkeit) um 0,04 Prozentpunkte, wenn die monatliche Lohnsumme pro Beschäftigten um 100 Euro steigt. Zudem zeigt sich, dass der Leihbeschäftigtenanteil signifikant mit dem Anteil der Stammbeschäftigten steigt, die einfache Tätigkeiten ausüben. Dies deckt sich mit den Ergebnissen von Promberger (2006: 73 ff.) sowie Bohachova/Einsele (2008) und deutet auf Kostenvorteile der Leiharbeit insbesondere im Bereich der un- und angelernten Tätigkeiten hin. Im FA2-Modell liegt der geschätzte marginale Effekt bei 0,037. Ein Anstieg des Anteils einfacher Tätigkeiten um zehn Prozentpunkte trägt demnach zu einer Erhöhung des Leihbeschäftigtenanteils um 0,37 Prozentpunkte bei. Die Ergebnisse sämtlicher zweistufigen Modelle bestätigen zwar den positiven Effekt auf die Nutzungsintensität bezüglich des Anteils einfacher Tätigkeiten, Anzeichen für einen positiven Einfluss der Entlohnung lassen sich jedoch nur bezogen auf die Einsatzentscheidung finden. Daher muss davon ausgegangen werden, dass sich der positive Effekt in den einstufigen Modellen allein auf die Einsatzentscheidung bezieht.

Für die beiden einstufigen Modelle sowie für das Doppelhürdenmodell zeigt sich, dass sich die Nutzungsintensität *ceteris paribus* wie vermutet mit zunehmendem

⁴⁶Die Schätzung marginaler Effekte ist lediglich für die FA-Modelle ohne Weiteres möglich (vgl. Abschnitt 5.1.2). Daher werden – wie auch im Weiteren – im Falle der Tobit- und Hürdenmodelle allein die geschätzten Koeffizienten ausgewiesen.

Tabelle 5.9: Schätzergebnisse des IS-CRE Tobit- und des CRE FA1-Modells, Basisspezifikation, Koeffizienten und marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	IS-CRE Tobit		CRE FA1-Modell			
	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	ME	Std.
H1: Lohnniveau	0,029***	(0,005)	0,323***	(0,085)	0,004***	(0,001)
Lohnniveau ²	-0,212***	(0,037)	-0,045***	(0,014)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,012*	(0,007)	0,299***	(0,092)	0,012***	(0,003)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	0,134***	(0,022)	1,360***	(0,398)	0,041***	(0,010)
	-0,004***	(0,001)	-2,668***	(0,771)		
H3: Tarifbindung	-0,004	(0,003)	-0,021	(0,037)	-0,001	(0,001)
H4: Betriebsrat	0,022***	(0,005)	0,064	(0,055)	0,003	(0,002)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,000	(0,004)	0,024	(0,070)	0,001	(0,003)
	-0,002	(0,004)	0,040	(0,051)	0,002	(0,002)
H6: exporttätig	0,004	(0,004)	-0,017	(0,044)	-0,001	(0,002)
erwarteter Umsatzanstieg	0,009***	(0,002)	0,073***	(0,024)	0,003***	(0,001)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,006	(0,004)	0,055	(0,089)	0,002	(0,004)
Erweiterungsinvestitionen	0,004*	(0,002)	0,060**	(0,025)	0,002**	(0,001)
Anteil offener Stellen	0,066*	(0,035)	0,910*	(0,476)	0,037*	(0,021)
guter technischer Stand	-0,003	(0,003)	-0,094***	(0,034)	-0,004***	(0,001)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,032***	(0,010)	-0,488***	(0,124)	-0,020***	(0,005)
Einbetriebsunternehmen	-0,005*	(0,003)	-0,117***	(0,041)	-0,005***	(0,002)
Konstante	-0,110***	(0,011)	-2,704***	(0,154)		
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.067,38***		1.178,39***			
Wald $H_0: \iota = \alpha = \nu = 0$	850,18***		769,00***			
$\hat{\kappa}$	15,88***					
Log-Likelihood	866,12		-1.792,56			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für Wellenanzahl, Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung des CRE Tobit enthält die abgebildeten Regressoren sowie die Kontrollgrößen. Heteroskedastizitätsgleichung des CRE Probit enthält die Kontrollgrößen. Standardfehler der durchschnittlichen marginalen Effekte (ME) wurden mittels Bootstrapping geschätzt (500 Replikationen). *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Anteil an befristet Beschäftigten erhöht. Somit bestehen Anzeichen dafür, dass Leiharbeit neben befristeten Beschäftigungsverhältnissen zur Vermeidung von Entlassungskosten (H2) genutzt wird. Der signifikant negative Koeffizient der quadrierten Variablen zeigt zudem, dass der Effekt mit steigendem Befristetenanteil abnimmt.⁴⁷ Im Gegensatz zu den einstufigen Modellen und dem Doppelhürdenmodell ist für das FA2-Modell sowie für das einfache Hürdenmodell kein signifikanter Einfluss des Befristetenanteils festzustellen. Dies liegt möglicherweise darin begründet, dass die Korrelation von Einsatz- und Intensitätsentscheidung in diesen Modellen anders als im Doppelhürdenmodell nicht berücksichtigt werden kann.⁴⁸

Anzeichen für die Relevanz tariflicher Regelungen (H3) lassen sich hingegen nicht finden. So ist ein Zusammenhang zwischen der Tarifbindung und der Nutzungsintensität nicht nachweisbar. Die Ergebnisse der zweistufigen Modelle weisen zwar darauf hin, dass tarifgebundene Betriebe seltener auf Leiharbeit zurückgreifen als Betriebe mit dezentralen Lohnverhandlungsregimen. Bei Kontrolle unbeobachteter Heterogenität ist dieser Effekt jedoch nicht zu erkennen. Damit bestätigen sich die Befunde von Promberger (2006: 73 ff.), Bohachova/Einsele (2008) und Seifert/Brehmer (2008), die jeweils weder eine höhere Einsatzwahrscheinlichkeit noch eine stärkere Nachfrage nach Leiharbeit in tarifgebundenen Betrieben feststellen.

⁴⁷Die quadrierten Terme für das Lohnniveau und für den Anteil befristet Beschäftigter wurden wegen mangelnder Signifikanz aus der Intensitätsgleichung des FA2-Modells entfernt. In den Intensitätsgleichungen der beiden Hürdenmodelle zeigen sie sich hingegen in einigen Fällen signifikant. Da zudem Probleme bei der Maximierung der Likelihoodfunktion auftraten, wenn Einsatz- und Intensitätsgleichung unterschiedlich spezifiziert wurden, werden die quadrierten Terme in den Hürdenmodellen beibehalten. Dies gilt auch für die untersuchten Zeiträume 2002 und 2009-2011.

⁴⁸Während Pfeifer (2006) und Promberger (2006: 73 ff.) keinen Zusammenhang zwischen der Nutzungsintensität und dem Anteil Befristeter feststellen können, finden Bohachova/Einsele (2008) einen positiven und Seifert/Brehmer (2008) einen negativen Effekt.

Tabelle 5.10: Schätzergebnisse des FA2-Modells (Gumbel-Logit), Basisspezifikation, Koeffizienten und marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	Einsatzgleichung (Gumbel)			Intensitätsgleichung (Logit)				
	Koeff.	Stdf.	ME	Koeff.	Stdf.	ME	Stdf.	
H1: Lohnniveau Lohnniveau ²	0,309*** -0,034***	(0,070) (0,012)	0,040***	(0,005)	-0,029	(0,024)	-0,002	(0,002)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,333***	(0,065)	0,096***	(0,016)	0,430***	(0,084)	0,037***	(0,006)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäftigter) ²	1,371*** -1,942***	(0,273) (0,375)	0,318***	(0,057)	0,053	(0,173)	0,005	(0,016)
H3: Tarifbindung	-0,053*	(0,027)	-0,015*	(0,008)	0,050	(0,035)	0,004	(0,003)
H4: Betriebsrat	0,241***	(0,037)	0,071***	(0,009)	-0,063	(0,049)	-0,005	(0,004)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,020 0,093**	(0,051) (0,046)	-0,006 0,027**	(0,015) (0,013)	-0,022 0,002	(0,062) (0,040)	-0,002 0,000	(0,005) (0,003)
H6: exporttätig	0,083***	(0,032)	0,024***	(0,009)	-0,136***	(0,039)	-0,012***	(0,003)
erwarteter Umsatzanstieg unsichere Umsatzentwicklung Erweiterungsinvestitionen Anteil offener Stellen guter technischer Stand Anteil atypisch Beschäftigter Einbetriebsunternehmen Konstante	0,150*** 0,055 0,103*** 0,445** -0,028 -0,409*** -0,154*** -0,854***	(0,026) (0,049) (0,025) (0,221) (0,025) (0,078) (0,032) (0,141)	0,044*** 0,016 0,030*** 0,128* -0,008 -0,117*** -0,045***	(0,007) (0,014) (0,006) (0,067) (0,008) (0,019) (0,008)	0,102*** 0,092 0,044 2,274** -0,016 -0,885*** -0,075** -2,669***	(0,029) (0,068) (0,029) (0,907) (0,032) (0,165) (0,036) (0,125)	0,009*** 0,008 0,004 0,194*** -0,001 -0,076*** -0,006**	(0,002) (0,006) (0,003) (0,067) (0,003) (0,013) (0,003)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	156,69***			577,33***				
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$	120,53***			-10,098,95				
Log-Likelihood				19,623				
# Beobachtungen				8,388				

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgrößen. Standardfehler der durchschnittlichen marginalen Effekte (ME) wurden mittels Bootstrapping geschätzt (500 Replikationen). Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle 5.11: Schätzergebnisse des einfachen Hürden- und des Doppelhürdenmodells, Basisspezifikation, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	IS Einfaches Hürdenmodell				IS Doppelhürdenmodell			
	Einsatzgleichung		Intensitätsgleichung		Einsatzgleichung		Intensitätsgleichung	
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
H1: Lohnniveau	0,384***	(0,073)	-1,54E-07	(9,88E-07)	0,378***	(0,073)	1,26E-06	(1,05E-06)
Lohnniveau ²	-0,043***	(0,012)	-4,73E-08	(1,70E-07)	-0,042***	(0,012)	-2,17E-07	(1,79E-07)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,346***	(0,069)	5,11E-06***	(8,73E-07)	0,341***	(0,069)	6,18E-06***	(9,29E-07)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäftigter) ²	1,834***	(0,272)	4,65E-06	(3,71E-06)	1,850***	(0,273)	1,10E-05***	(3,89E-06)
	-2,650***	(0,416)	-9,20E-06	(6,13E-06)	-2,670***	(0,416)	-1,84E-05***	(6,32E-06)
H3: Tarifbindung	-0,068**	(0,032)	2,70E-07	(3,70E-07)	-0,066**	(0,032)	-2,34E-08	(3,92E-07)
H4: Betriebsrat	0,301***	(0,038)	-4,72E-07	(4,67E-07)	0,303***	(0,038)	5,58E-07	(5,01E-07)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,036	(0,060)	-7,00E-07	(7,22E-07)	-0,037	(0,060)	-7,82E-07	(7,50E-07)
	0,098**	(0,050)	2,83E-07	(5,06E-07)	0,096*	(0,050)	5,34E-07	(5,43E-07)
H6: exporttätig	0,098***	(0,037)	-1,35E-06***	(4,11E-07)	0,099***	(0,037)	-1,06E-06**	(4,37E-07)
erwarteter Umsatzanstieg	0,181***	(0,025)	1,00E-06***	(2,91E-07)	0,184***	(0,025)	1,58E-06***	(3,09E-07)
unsichere Umsatzentwicklung	0,042	(0,057)	-8,36E-08	(7,75E-07)	0,038	(0,057)	3,40E-08	(8,01E-07)
Erweiterungsinvestitionen	0,126***	(0,026)	2,38E-07	(3,22E-07)	0,126***	(0,026)	6,56E-07*	(3,38E-07)
Anteil offener Stellen	0,442**	(0,216)	3,03E-05***	(4,38E-06)	0,431**	(0,213)	3,15E-05***	(4,38E-06)
guter technischer Stand	-0,040	(0,030)	-4,61E-07	(3,48E-07)	-0,039	(0,030)	-5,92E-07	(3,69E-07)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,526***	(0,078)	-6,05E-06***	(1,31E-06)	-0,534***	(0,078)	-8,00E-06***	(1,37E-06)
Einbetriebsunternehmen	-0,181***	(0,031)	-1,07E-06***	(3,90E-07)	-0,179***	(0,031)	-1,64E-06***	(4,16E-07)
Konstante	-1,316***	(0,139)	8,92E-05	(1,80E-06)	-1,326***	(0,140)	8,04E-05***	(2,10E-06)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	2,745,06***		1,344,64***		2,710,75***		1,347,15***	
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$			344,71***				232,42***	
$\hat{\kappa}$			103,164,70***				103,317,20***	
$\hat{\sigma}_{12}$							5,09E-06***	
Log-Likelihood		1.509,11					1.524,57	
# Beobachtungen		19.623					19.623	
# Betriebe		8.388					8.388	

*, **, *** signifikant auf 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung enthält die abgebildeten Regressoren sowie die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Hinweise für einen Einfluss des Betriebsrats (H4) lassen sich ebenfalls nicht erkennen. Zwar deuten die Ergebnisse des CRE Tobit-Modells auf einen positiven Zusammenhang hin, die Ergebnisse der zweistufigen Modelle zeigen allerdings einheitlich, dass sich dieser Effekt allein auf die Einsatzentscheidung bezieht.⁴⁹ Daraus lässt sich einerseits schlussfolgern, dass Betriebsräte den Einsatz von Leiharbeit befürworten, andererseits könnte dies dafür sprechen, dass Betriebe durch den Einsatz von Leiharbeit die betriebliche Mitbestimmung zu unterlaufen versuchen. Jedenfalls kann ein Zusammenhang zwischen der betrieblichen Mitbestimmung und dem Anteil der Leihbeschäftigten auf dieser Basis nicht nachgewiesen werden, was mit den Befunden von Bohachova/Einsele (2008) für mittlere und große Betriebe übereinstimmt.⁵⁰

Weiter lassen sich keine Anhaltspunkte dafür finden, dass Leiharbeit zur Steigerung des Unternehmenswerts (H5) genutzt wird. Bezüglich der Nutzungsintensität können zum einen keine signifikanten Unterschiede zwischen Kapitalgesellschaften und Betrieben, die als Personengesellschaft firmieren, festgestellt werden. Zum anderen zeigt sich in den zweistufigen Modellen lediglich, dass Betriebe in ausländischem Eigentum Leiharbeit häufiger einsetzen, wobei der Effekt im Doppelhürdenmodell nur schwach signifikant ist. Eine mögliche Erklärung dafür ist, dass ausländische Eigentümer den deutschen Arbeitsmarkt als relativ inflexibel und überreguliert einschätzen. Ein Effekt auf den Anteil der Leihbeschäftigten ist dagegen statistisch nicht nachweisbar. Dies deckt sich mit den Ergebnissen von Promberger (2006: 73 ff.), der ebenfalls eine stärkere Einsatzneigung ausländischer Betriebe findet, jedoch keine Unterschiede in der Nutzungsintensität feststellt.

Die Ergebnisse bezüglich der betrieblichen Exporttätigkeit weisen darauf hin, dass auf Leiharbeit verstärkt zurückgegriffen wird, um die betriebliche Wettbewerbsfähigkeit zu verbessern (H6). Während sich für die beiden einstufigen Modelle keine Unterschiede zwischen exportttätigen und nicht exportttätigen Betrieben feststellen lassen, zeigt sich für sämtliche zweistufigen Modelle, dass Exporteure Leiharbeit zwar

⁴⁹Einen positiven Effekt auf die Einsatzentscheidung finden auch Promberger (2006: 73 ff.) und Pfeifer (2006).

⁵⁰Dagegen findet Promberger (2006: 73 ff.) einen positiven, Pfeifer (2006) einen negativen Einfluss des Betriebsrats auf die Nutzungsintensität.

häufiger, aber mit signifikant geringerer Intensität nutzen. Den geschätzten marginalen Effekten des FA2-Modells zufolge weisen Exporteure eine um etwa 2,4 Prozentpunkte höhere Einsatzwahrscheinlichkeit und einen um mehr als einen Prozentpunkt niedrigeren Leihbeschäftigtenanteil auf.⁵¹ Zwar ist nicht auszuschließen, dass der negative Effekt in der Intensitätsgleichung der zweistufigen Modelle auf nicht kontrollierte, unbeobachtete Heterogenität zwischen den Betrieben zurückzuführen ist. Angesichts des hoch signifikant positiven Effekts in den Einsatzgleichungen rührt die fehlende Signifikanz in den einstufigen Modellen jedoch eher daher, dass zwei sich gegenseitig aufhebende Effekte bestehen. Somit kann dieses Ergebnis dahingehend interpretiert werden, dass nicht exportttätige Betriebe ihre preisliche Wettbewerbsfähigkeit durch den vergleichsweise umfänglichen Einsatz von Leiharbeit zu erhalten versuchen. Dies spricht für die Relevanz des neueren außenhandelstheoretischen Ansatzes (vgl. z. B. Bernard et al. 2003, Melitz 2003), demgemäß Exporteure zu den Betrieben mit der höchsten Produktivität gehören und sich deshalb im internationalen Wettbewerb besser behaupten können als Betriebe die aufgrund ihrer geringen Produktivität nicht exportieren. Der Erklärungsansatz von Rodrik (1997) bestätigt sich hingegen lediglich dahingehend, dass Exporteure offenbar einem stärkeren wettbewerbsbedingten Flexibilisierungsdruck ausgesetzt sind und daher signifikant häufiger auf Leiharbeit zurückgreifen. Hinsichtlich des höheren Kostensenkungsdrucks in exportttätigen Betrieben ist diesem Erklärungsansatz auf Basis der Ergebnisse jedoch zu widersprechen.

Im Hinblick auf die Relevanz der reaktiven Einsatzmotive zeigt sich einheitlich für alle ein- und zweistufigen Modelle, dass Leiharbeit stärker nachgefragt wird, wenn Betriebe mit einem Umsatzanstieg rechnen; Unsicherheiten über die zukünftige Umsatzentwicklung wirken sich offenbar nicht auf die Nutzungsintensität aus. Den Ergebnissen der einstufigen Modelle zufolge nutzen Betriebe mit Erweiterungsinvestitionen Leiharbeit ebenfalls mit höherer Intensität, möglicherweise um entsprechende betriebliche Umstrukturierungen vorzunehmen. Sämtliche zweistufigen Modelle

⁵¹Einen positiven Effekt auf die Einsatzentscheidung finden auch Baumgarten et al. (2012b: 38f.) und Promberger (2006: 73 ff.). Promberger (2006: 73 ff.) stellt jedoch auf Basis eines einfachen Tobit-Modells einen schwach positiven Effekt auf die Nutzungsintensität fest.

bestätigen allerdings lediglich, dass Investitionen einen positiven Effekt auf die Einsatzneigung haben. Die Ergebnisse der zweistufigen Modelle legen außerdem nahe, dass Leiharbeit zur Überbrückung von Personalproblemen bzw. zur Personalgewinnung eingesetzt wird. So erhöhen sich Wahrscheinlichkeit und Intensität der Nutzung signifikant mit dem Anteil der zu besetzenden Stellen im Betrieb. Bei Kontrolle unbeobachteter Heterogenität ist dieser Effekt in den einstufigen Modellen lediglich auf dem 10%-Niveau signifikant.

Hinsichtlich des Stands der Produktionsanlagen zeigen sich allein auf Basis des FA1-Modells signifikante Unterschiede in der Leiharbeitsnutzung. Demnach wird Leiharbeit wie erwartet häufiger und auch intensiver in Betrieben mit neutral bis schlecht bewertetem Technologiestand eingesetzt. Dies kann darauf zurückgeführt werden, dass mit dem Stand der Produktionstechnologie auch der Umfang an erforderlichen Kenntnissen zu deren Bedienung wächst. Dass Leiharbeit substitutiv zu anderen atypischen Beschäftigungsformen eingesetzt wird, implizieren sämtliche verwendeten Modelle. So verringert sich mit steigendem Anteil an Teilzeit-, Mini- und Midi-Beschäftigten sowohl die Wahrscheinlichkeit als auch die Intensität der Leiharbeitsnutzung. Ferner legen alle Modelle einheitlich nahe, dass Leiharbeit häufiger und auch intensiver in Betrieben genutzt wird, die einem aus mehreren Produktionsstätten bestehenden Unternehmen angehören.

Zusammenfassend ergeben sich Hinweise dafür, dass Leiharbeit in höherem Umfang genutzt wird, um Arbeitskosten einzusparen. Ein positiver Einfluss des Lohnniveaus auf die Nutzungsintensität ist zwar nicht eindeutig festzustellen, bezüglich des Anteils der Stammbeschäftigten mit einfachen Tätigkeiten zeigt sich jedoch ein positiver Effekt, der auf die Ausnutzung von Kostenvorteilen insbesondere im Bereich der un- und angelernten Tätigkeiten hinweist. Zudem bestehen Anhaltspunkte dafür, dass Leiharbeit gezielt zur Vermeidung von Entlassungskosten eingesetzt wird. So ist bezüglich des Anteils befristet Beschäftigter ein positiver Effekt auf die Nutzungsintensität festzustellen. Hinweise auf eine Nutzung zur Umgehung der Tarifbindung zeigen sich nicht. Ebenso kann ein Einfluss des Betriebsrats auf die Nutzungsintensi-

tät nicht nachgewiesen werden. Anhaltspunkte dafür, dass Leiharbeit zur Steigerung des Unternehmenswerts eingesetzt wird, ergeben sich ebenfalls nicht. Bezüglich der betrieblichen Exporttätigkeit zeigt sich, dass Exporteure Leiharbeit zwar häufiger, aber mit deutlich geringerer Intensität einsetzen als nicht exportierende Betriebe. Somit bestehen Hinweise darauf, dass nicht exporttätige und damit möglicherweise weniger produktive Betriebe stärker auf Leiharbeit zurückgreifen, um ihre Wettbewerbsfähigkeit zu verbessern.

5.2.2.2 Weitere Modellspezifikationen und Robustheitstests

Im Folgenden werden die Ergebnisse weiterer Schätzungen für den Zeitraum 2005-2008 vorgestellt. Zunächst wird die Robustheit der im vorherigen Abschnitt beschriebenen Schätzergebnisse gegenüber der getrennten Betrachtung der direkten und indirekten strategischen Motive überprüft. Anschließend wird die Bedeutung des betrieblichen Lohnniveaus für die Nutzungsintensität tiefergehend untersucht. Sodann erfolgt eine Überprüfung der übrigen Hypothesen. Zum Teil werden dazu Interaktionsterme in die Schätzgleichung aufgenommen. Da jedoch die dazugehörigen geschätzten Koeffizienten nicht geeignet sind, um Signifikanz und Richtung der Effekte zu beurteilen (vgl. Ai/Norton 2003), werden im Folgenden ausschließlich FA-Modelle herangezogen. Die Schätzung der marginalen Effekte bezüglich der Interaktionsterme erfolgt gemäß dem Vorgehen von Ai/Norton (2003).

Direkte vs. indirekte Motive

Wird Leiharbeit strategisch zur Steigerung des Unternehmenswerts (H5) oder zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit (H6) genutzt, ist dies indirekt mit der Zielstellung verbunden, die betrieblichen Kosten zu senken. In der Basisspezifikation sind die erklärenden Variablen der indirekten Motive gemeinsam mit jenen Regressoren enthalten, die den Einsatz von Leiharbeit aus direkten Kostengründen erklären sollen (H1-H4). Im Folgenden wird überprüft, ob und inwieweit sich Einflüsse der

Tabelle 5.12: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	StdF.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
ME			StdF.	ME	StdF.	ME
H5: Kapitalgesellschaft in ausländ. Eigentum	0,001 0,003	(0,003) (0,003)	0,001 0,042***	(0,016) (0,014)	-0,003 -0,002	(0,005) (0,003)
H6: exporttätig	0,001	(0,002)	0,032***	(0,009)	-0,013***	(0,003)
erwarteter Umsatzanstieg	0,003***	(0,001)	0,044***	(0,007)	0,008***	(0,002)
unsichere Umsatzentwickl.	0,002	(0,004)	0,012	(0,015)	0,008	(0,006)
Erweiterungsinvestitionen	0,003***	(0,001)	0,033***	(0,006)	0,003	(0,003)
Anteil offener Stellen	0,028	(0,018)	0,055	(0,075)	0,209***	(0,062)
guter technischer Stand	-0,004***	(0,001)	-0,014*	(0,008)	-0,002	(0,003)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,022***	(0,005)	-0,136***	(0,021)	-0,062***	(0,013)
Einbetriebsunternehmen	-0,005***	(0,002)	-0,062***	(0,008)	-0,006**	(0,003)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	997,02***		155,89***		490,51***	
Log-Likelihood	-1.811,23		-10.285,86			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (500 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.1. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

indirekten und direkten Motive gegenseitig überlagern.⁵² Zunächst wird untersucht, inwiefern sich die Schätzergebnisse bezüglich der indirekten Motive gegenüber der Basisspezifikation verändern, wenn die erklärenden Variablen bezüglich der direkten Motive aus der Schätzgleichung ausgeschlossen werden. Anschließend werden umgekehrt die erklärenden Variablen bezüglich der indirekten Motive weggelassen.

Lässt man die Variablen bezüglich der direkten Motive heraus (vgl. Tabelle 5.12), ergeben sich kaum nennenswerte Unterschiede zur Basisspezifikation.⁵³ Weiterhin zeigen sich keine Anzeichen dafür, dass Leiharbeit gezielt zur Steigerung des

⁵²Hierbei ist zu beachten, dass das Weglassen von erklärenden Variablen zu inkonsistenten Schätzergebnissen führen kann; vgl. z. B. Wooldridge (2010b: 65 ff.) für eine Beschreibung des *Omitted Variables*-Problems. Dennoch trägt dieses Vorgehen dazu bei, den Zusammenhang zwischen den Motiven der direkten und der indirekten Kostensenkung hinsichtlich ihres Einflusses auf die Nutzungsintensität näher zu beleuchten.

⁵³Die geschätzten Koeffizienten der FA-Modelle, des CRE-Tobit-Modells und des einfachen Hürdenmodells sind in den Tabellen C.1 und C.2 dargestellt. Für das Doppelhürdenmodell konnte keine Konvergenz des Likelihoodverfahrens erreicht werden.

Tabelle 5.13: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der indirekten Motive, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			ME	Std.	ME	Std.
H1: Lohnniveau	0,004***	(0,001)	0,043***	(0,005)	-0,003	(0,002)
Anteil einfacher Tätigk.	0,012***	(0,003)	0,096***	(0,016)	0,037***	(0,006)
H2: Anteil befristet Beschäft.	0,039***	(0,011)	0,325***	(0,058)	0,004	(0,016)
H3: Tarifbindung	-0,001	(0,001)	-0,017**	(0,008)	0,005	(0,003)
H4: Betriebsrat	0,003	(0,002)	0,072***	(0,009)	-0,006	(0,004)
erwarteter Umsatzanstieg	0,003***	(0,001)	0,045***	(0,007)	0,008***	(0,002)
unsichere Umsatzentwickl.	0,003	(0,004)	0,016	(0,014)	0,007	(0,006)
Erweiterungsinvestitionen	0,002**	(0,001)	0,031***	(0,006)	0,003	(0,003)
Anteil offener Stellen	0,035*	(0,020)	0,134*	(0,069)	0,203***	(0,068)
guter technischer Stand	-0,004***	(0,001)	-0,008	(0,008)	-0,001	(0,003)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,019***	(0,005)	-0,125***	(0,018)	-0,076***	(0,013)
Einbetriebsunternehmen	-0,005***	(0,002)	-0,047***	(0,008)	-0,006**	(0,003)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	966,65***		156,79***		554,94***	
Log-Likelihood	-1.798,85		-10.110,19			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (500 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.3. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Unternehmenswerts eingesetzt wird. Hinsichtlich des Exportstatus zeigen die Ergebnisse des FA2-Modells allerdings an, dass Exporteure eine um 3,2 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, Leiharbeit einzusetzen. Damit fällt dieser Effekt, möglicherweise aufgrund der mangelnden Kontrolle des Lohnniveaus, um ein Drittel höher aus als in der Basisspezifikation. Der marginale Effekt der Intensitätsentscheidung ändert sich hingegen nicht.

Schließt man die Variablen bezüglich der indirekten Motive aus der Schätzgleichung aus (vgl. Tabelle 5.13), sind ebenfalls keine größeren Unterschiede zur Basisspezifikation erkennbar.⁵⁴ Doch deuten die Ergebnisse des FA2-Modells darauf hin, dass

⁵⁴Die geschätzten Koeffizienten der FA-Modelle, des CRE-Tobit-Modells und der Hürdenmodelle sind in den Tabellen C.3 und C.4 dargestellt.

sich mit steigendem Lohnniveau und wachsendem Anteil befristet Beschäftigter die Einsatzwahrscheinlichkeit deutlich stärker erhöht als bei Kontrolle der indirekten Motive.⁵⁵

Verringerung der Arbeitskosten (H1)

Ein positiver Effekt des Lohnniveaus auf die Intensität der Leiharbeitsnutzung lässt sich auf Grundlage der Basisspezifikation zwar in den einstufigen, nicht aber in den zweistufigen Modellen nachweisen. Um potenzielle Lohneffekte aufzudecken, die lediglich in einzelnen Bereichen der Lohnverteilung bestehen, wird der Einfluss der betrieblichen Entlohnung auf die Nutzungsintensität entlang der Lohnverteilung untersucht. Dazu wird die Lohnvariable jeweils mit Dummy-Variablen interagiert, die die Lohnquartile der Betriebe abbilden.⁵⁶

Die geschätzten marginalen Effekte der wichtigsten erklärenden Variablen sind in Tabelle 5.14 dargestellt.⁵⁷ Die Ergebnisse für die Intensitätsgleichung des FA2-Modells bestätigen, dass die Intensität der Nutzung offenbar nicht vom betrieblichen Lohnniveau abhängt. Im FA1-Modell zeigen sich signifikant positive Effekte für die oberen drei Lohnquartile. Dass sich diese Effekte auf die Entscheidung über den Einsatz von Leiharbeit beziehen, dafür sprechen auch hier die Ergebnisse der Einsatzgleichung des FA2-Modells. So ergibt sich für jedes Lohnquartil ein signifikant positiver Effekt auf die Einsatzwahrscheinlichkeit. Übereinstimmend mit dem bisherigen Befund eines abnehmenden Einflusses, zeigt sich im FA1-Modell und der Einsatzgleichung des FA2-Modells, dass der positive Lohneffekt für Betriebe des

⁵⁵Werden diejenigen Variablen aus der Schätzgleichung entfernt, die die reaktive Leiharbeitsnutzung kontrollieren, ergeben sich bezüglich des Einflusses der strategischen Motive auf die Nutzungsintensität ebenfalls keine nennenswerten Änderungen (vgl. Tabelle C.5).

⁵⁶Während für das FA1-Modell und die Einsatzgleichung des FA2-Modells die Lohnverteilung von Betrieben mit und ohne Leiharbeit herangezogen wird, beziehen sich die Lohnquartil-Dummies in der Intensitätsgleichung des FA2-Modells ausschließlich auf die Lohnverteilung der Nutzerbetriebe. Betriebe des ersten Quartils dienen jeweils als Referenzgruppe.

⁵⁷Die geschätzten Koeffizienten sind in Tabelle C.6 dargestellt.

Tabelle 5.14: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Berücksichtigung der Lohnquartile, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			ME	Std.	ME	Std.
H1: Lohnniveau	0,005***	(0,001)	0,045***	(0,007)	-0,001	(0,003)
1. Quartil	0,013	(0,009)	0,045***	(0,017)	-0,006	(0,005)
2. Quartil	0,016**	(0,007)	0,056***	(0,012)	-0,003	(0,005)
3. Quartil	0,011**	(0,005)	0,045***	(0,009)	-0,004	(0,004)
4. Quartil	0,008**	(0,003)	0,039***	(0,007)	-0,004	(0,003)
Anteil einfacher Tätigk.	0,011***	(0,003)	0,093***	(0,016)	0,036***	(0,007)
H2: Anteil befristet Beschäft.	0,042***	(0,010)	0,323***	(0,060)	0,005	(0,016)
H3: Tarifbindung	-0,001	(0,001)	-0,014*	(0,008)	0,004	(0,003)
H4: Betriebsrat	0,003	(0,002)	0,073***	(0,010)	-0,006	(0,004)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländ. Eigentum	0,001	(0,003)	-0,007	(0,013)	-0,002	(0,005)
	0,001	(0,002)	0,026*	(0,014)	0,000	(0,004)
H6: exporttätig	-0,001	(0,002)	0,025**	(0,010)	-0,012***	(0,003)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.176,05***		156,20***		574,62***	
Log-Likelihood	-1.791,67		-10.097,54			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.6. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

dritten und vierten Quartils geringer ausfällt.⁵⁸ Die übrigen Ergebnisse verändern sich durch die Kontrolle der Lohnquartile nicht.

Die Ergebnisse der Basisspezifikation zeigen übereinstimmend, dass sich die Intensität der Leiharbeitsnutzung mit steigendem Anteil einfacher Tätigkeiten erhöht. Um zu überprüfen, inwiefern dieser Effekt vom betrieblichen Lohnniveau abhängt, werden beide erklärenden Variablen interagiert in die Schätzgleichung aufgenommen. Tabelle 5.15 stellt die geschätzten marginalen Effekte der wichtigsten erklärenden Variablen dar.⁵⁹ Obgleich ein positiver Zusammenhang zu vermuten ist, zeigt sich

⁵⁸Signifikante Unterschiede zwischen den Effekten der drei oberen und dem untersten Lohnquartil sind jedoch nicht festzustellen.

⁵⁹Die geschätzten Koeffizienten sind in Tabelle C.7 dargestellt.

Tabelle 5.15: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Interaktion zwischen Lohnniveau und Anteil einfacher Tätigkeiten, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			ME	Std.	ME	Std.
H1: Lohnniveau	0,004***	(0,001)	0,039***	(0,005)	-0,003	(0,002)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,012***	(0,003)	0,092***	(0,017)	0,036***	(0,007)
Lohnn. × Ant. einf. Tätigk.	0,004	(0,002)	-0,014	(0,019)	-0,009	(0,027)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,041***	(0,010)	0,319***	(0,060)	0,004	(0,016)
H3: Tarifbindung	-0,001	(0,001)	-0,015**	(0,008)	0,004	(0,003)
H4: Betriebsrat	0,002	(0,002)	0,071***	(0,010)	-0,005	(0,004)
H5: Kapitalgesellschaft	0,001	(0,002)	-0,006	(0,013)	-0,002	(0,005)
in ausländischem Eigentum	0,002	(0,002)	0,027*	(0,014)	0,000	(0,004)
H6: exporttätig	-0,001	(0,002)	0,024**	(0,010)	-0,012***	(0,003)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.174,92***		156,83***		586,31***	
Log-Likelihood	-1.792,47		-10.098,72			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.7. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

der geschätzte marginale Effekt des Interaktionsterms in keinem der beiden Modelle signifikant. Erwähnenswert ist allerdings, dass die Testentscheidung bezogen auf den positiven Schätzwert im FA1-Modell mit einem p -Wert von 0,106 relativ knapp ausfällt.

Leistungs- und gewinnabhängige Lohnbestandteile, die an Stammbeschäftigte ausbezahlt werden, erhöhen den Umfang der Arbeitskosten und steigern damit den Anreiz, Leiharbeit strategisch zu nutzen. Im Folgenden wird die Hypothese überprüft, dass Betriebe mit Gewinn- oder Kapitalbeteiligung Leiharbeit mit höherer Intensität nutzen als Betriebe ohne diese Entlohnungsform. Dazu wird eine Dummy-Variable aufgenommen, die angibt, ob der Betrieb eine solche Lohnzusatzleistung gewährt. In Tabelle 5.16 sind die geschätzten marginalen Effekte dargestellt.⁶⁰ Den Ergeb-

⁶⁰Die geschätzten Koeffizienten sind in Tabelle C.8 dargestellt.

Tabelle 5.16: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle von Gewinn- und Kapitalbeteiligung, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
ME			Std.	ME	Std.	ME
H1: Gewinn-/Kapitalbeteiligung	0,001	(0,002)	0,015*	(0,008)	-0,003	(0,003)
Lohnniveau	0,004***	(0,001)	0,040***	(0,005)	-0,002	(0,002)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,012***	(0,004)	0,105***	(0,018)	0,034***	(0,007)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,040***	(0,010)	0,305***	(0,057)	0,006	(0,017)
H3: Tarifbindung	-0,001	(0,002)	-0,014*	(0,008)	0,005	(0,003)
H4: Betriebsrat	0,003	(0,002)	0,071***	(0,009)	-0,005	(0,004)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,000	(0,003)	-0,005	(0,016)	-0,001	(0,006)
	0,001	(0,002)	0,026*	(0,014)	0,000	(0,003)
H6: exporttätig	0,000	(0,002)	0,026**	(0,011)	-0,010***	(0,004)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	2.209,05***		142,03***		551,34***	
Log-Likelihood	-1.624,03		-9.242,56			
# Beobachtungen	17.959		17.959			
# Betriebe	7.372		7.372			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.8. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

nissen des FA2-Modells zufolge greifen Betriebe mit Gewinn- oder Kapitalbeteiligung zwar häufiger als andere Betriebe auf Leiharbeit zurück, allerdings zeigen sich auf Basis des FA1-Modells sowie der Intensitätsgleichung des FA2-Modells keinerlei Anzeichen für Unterschiede in der Nutzungsintensität.

Umgehung tariflicher Regelungen (H3)

Anhand der Basisspezifikation kann ein Einfluss der Tarifbindung auf die Nutzungsintensität nicht festgestellt werden. Da tarifgebundene Betriebe deutlich höhere Löhne zahlen als Betriebe mit anderen Lohnsetzungsregimen und Branchentarifverträge zudem höhere Anpassungskosten verursachen können (vgl. Abschnitt 3.5.2), wird der Einfluss des tariflichen Lohnniveaus auf die Leiharbeitsnachfrage separat von einem sonstigen etwaigen Einfluss der Tarifbindung untersucht. Dazu werden

Tabelle 5.17: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Interaktion zwischen Lohnniveau und Tarifbindung, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung $[0, 1)$

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	Std.f.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			ME	Std.f.	ME	Std.f.
H1: Lohnniveau	0,004***	(0,001)	0,040***	(0,005)	-0,002	(0,002)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,012***	(0,003)	0,095***	(0,016)	0,037***	(0,007)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,041***	(0,011)	0,321***	(0,060)	0,005	(0,016)
H3: Tarifbindung	-0,001	(0,001)	-0,016**	(0,008)	0,005	(0,003)
Lohnniveau \times Tarifbindung	-0,001	(0,001)	-0,015**	(0,008)	-0,002	(0,003)
H4: Betriebsrat	0,002	(0,002)	0,072***	(0,010)	-0,006	(0,004)
H5: Kapitalgesellschaft	0,001	(0,003)	-0,006	(0,013)	-0,002	(0,005)
in ausländischem Eigentum	0,002	(0,002)	0,027*	(0,014)	0,000	(0,004)
H6: exporttätig	-0,001	(0,002)	0,024**	(0,010)	-0,012***	(0,003)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.181,39***		155,84***		579,63***	
Log-Likelihood	-1.792,34		-10.096,23			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.9. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

das Lohnniveau und die Tarifbindung interagiert in die Schätzgleichung aufgenommen. Die Ergebnisse der geschätzten marginalen Effekte sind in Tabelle 5.17 dargestellt.⁶¹

Ein Einfluss des tariflichen Lohnniveaus auf die Nutzungsintensität lässt sich jedoch nicht feststellen. Auch ein sonstiger Effekt bezüglich der Tarifbindung kann nicht nachgewiesen werden. Wie schon für die Basisspezifikation zeigt sich auch hier auf Grundlage des FA2-Modells, dass tarifgebundene Betriebe seltener auf Leiharbeit zurückgreifen, wobei sich die Stärke der Effekte kaum unterscheidet. Wider Erwarten ergibt sich in der Einsatzgleichung auch bezogen auf den Interaktionsterm ein signifikant negativer Effekt. Verglichen mit Betrieben ohne Branchentarifvertrag besitzen tarifgebundene Betriebe demnach eine geringere Einsatzwahrscheinlichkeit, die sich

⁶¹Die geschätzten Koeffizienten sind in Tabelle C.9 dargestellt.

mit steigendem tariflichen Lohnniveau weiter verringert. Anders ausgedrückt erhöht sich mit steigendem Lohnniveau die Einsatzwahrscheinlichkeit in allen Betrieben, in tarifgebundenen jedoch weitaus weniger stark. Da sich diese Ergebnisse auf Basis des FA1-Modells jedoch nicht bestätigen, ist zu vermuten, dass beide Effekte auf unbeobachtete Heterogenität zwischen den Betrieben zurückzuführen sind.

Interessant sind in diesem Zusammenhang die Ergebnisse der separaten Schätzung für tarifgebundene Betriebe.⁶² Hierbei zeigt sich zum einen, dass das tarifliche Lohnniveau weder einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit noch auf die Intensität der Nutzung hat. Zudem verschwindet die Signifikanz bezüglich des Anteils einfacher Tätigkeiten, wenn unbeobachtete Heterogenität kontrolliert wird. Auffällig ist weiter, dass nun nicht nur das FA1-Modell einen signifikant positiven Einfluss des Anteils befristet Beschäftigter anzeigt, sondern auch die Intensitätsgleichung des FA2-Modells, wenngleich der geschätzte Koeffizient hier lediglich auf dem 10%-Niveau signifikant ist. Dies legt nahe, dass tarifgebundene Betriebe aufgrund höherer Entlassungskosten ergänzend zur Leiharbeit stärker auf befristete Beschäftigung setzen.

Auf Basis aller Betriebe wird auch der Einfluss der übertariflichen Entlohnung auf die Nutzungsintensität anhand einer entsprechende Dummy-Variablen untersucht. Die geschätzten marginalen Effekte sind in Tabelle 5.18 dargestellt.⁶³

Sowohl im FA1-Modell als auch in der Intensitätsgleichung des FA2-Modells ist wie erwartet ein positiver Effekt bezüglich der übertariflichen Entlohnung festzustellen, der jedoch in beiden Fällen lediglich auf dem 10%-Niveau signifikant ist. Somit bestehen leichte Anzeichen dafür, dass Leiharbeit zur Umgehung übertariflicher Lohnzahlungen eingesetzt wird.⁶⁴ Bei separater Schätzung für tarifgebundene

⁶²Die Ergebnisse für das CRE FA1- und das FA2-Modell sind im Anhang in Tabelle C.10 dargestellt.

⁶³Die geschätzten Koeffizienten sind im Anhang in Tabelle C.11 dargestellt.

⁶⁴Pfeifer (2006) stellt auf Basis eines binären Probit-Modells eine höhere Einsatzwahrscheinlichkeit in übertariflich entlohnenden Betrieben fest. Einen Effekt auf die Nutzungsintensität findet er auf Basis eines einfachen Tobit-Modells hingegen nicht.

Tabelle 5.18: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der übertariflichen Entlohnung, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	Std.f.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			ME	Std.f.	ME	Std.f.
H1: Lohnniveau	0,004***	(0,001)	0,040***	(0,005)	-0,002	(0,002)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,012***	(0,003)	0,096***	(0,018)	0,037***	(0,006)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,041***	(0,013)	0,310***	(0,057)	0,005	(0,015)
H3: Tarifbindung	-0,002	(0,002)	-0,021**	(0,009)	0,002	(0,003)
übertarifliche Entlohnung	0,003*	(0,002)	0,012	(0,009)	0,006*	(0,003)
H4: Betriebsrat	0,003	(0,002)	0,071***	(0,010)	-0,006	(0,004)
H5: Kapitalgesellschaft	0,001	(0,003)	-0,006	(0,015)	-0,002	(0,005)
in ausländischem Eigentum	0,002	(0,002)	0,029**	(0,013)	0,000	(0,003)
H6: exporttätig	-0,001	(0,002)	0,024**	(0,009)	-0,012***	(0,003)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.161,88***		157,03***		588,77***	
Log-Likelihood	-1.787,63		-10.064,72			
# Beobachtungen	19.563		19.563			
# Betriebe	8.371		8.371			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.11. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Betriebe lässt sich ein signifikanter Unterschied zwischen Betrieben mit und ohne übertariflicher Entlohnung hingegen nicht nachweisen.⁶⁵

Steigerung des Unternehmenswerts (H5)

Anhand der Basisspezifikation lassen sich bislang keine Hinweise dafür finden, dass Leiharbeit zur Steigerung des Unternehmenswerts genutzt wird. Weder die Rechtsform noch die Eigentümerverhältnisse scheinen für die Nutzungsintensität entscheidend zu sein. Um die Relevanz dieses Einsatzmotivs näher zu untersuchen, werden die beiden Dummy-Variablen, Kapitalgesellschaft und ausländisches Eigentum, interagiert in die Schätzgleichung aufgenommen.

⁶⁵Die Ergebnisse für das CRE FA1- und das FA2-Modell sind im Anhang in Tabelle C.12 dargestellt.

Tabelle 5.19: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Interaktion zwischen Kapitalgesellschaft und ausländischem Eigentum, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung $[0, 1)$

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			ME	Std.	ME	Std.
H1: Lohnniveau	0,004***	(0,001)	0,040***	(0,005)	-0,003	(0,002)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,012***	(0,003)	0,096***	(0,016)	0,037***	(0,007)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,041***	(0,010)	0,318***	(0,060)	0,004	(0,016)
H3: Tarifbindung	-0,001	(0,001)	-0,015**	(0,008)	0,004	(0,003)
H4: Betriebsrat	0,003	(0,002)	0,071***	(0,010)	-0,005	(0,004)
H5: Kapitalgesellschaft	0,001	(0,003)	-0,005	(0,013)	-0,002	(0,005)
in ausländischem Eigentum	0,002	(0,002)	0,028**	(0,014)	0,000	(0,004)
Kapitalges. \times ausl. Eigentum	-0,008*	(0,005)	-0,039	(0,047)	-0,013	(0,014)
H6: exporttätig	-0,001	(0,002)	0,024**	(0,010)	-0,012***	(0,003)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.191,81***		156,90***		579,49***	
Log-Likelihood	-1.792,23		-10.098,20			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.13. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Die geschätzten marginalen Effekte sind in Tabelle 5.19 dargestellt.⁶⁶ Entgegen des erwarteten positiven Vorzeichens zeigt sich für das FA1-Modell ein schwach signifikant negativer Effekt bezüglich des Interaktionsterms. Demnach nutzen Kapitalgesellschaften in ausländischem Eigentum Leiharbeit seltener und weniger stark als andere Betriebe. Dieses Ergebnis spricht eindeutig gegen die Hypothese, dass Leiharbeit zur Steigerung des Unternehmenswerts eingesetzt wird. Im FA2-Modell zeigt sich der geschätzte Effekt bezogen auf den Interaktionsterm jedoch in beiden Gleichungen nicht signifikant. Abermals ergibt sich für die Einsatzgleichung, dass Betriebe in ausländischem Eigentum häufiger auf Leiharbeit zurückgreifen als inländische Betriebe.

⁶⁶Die geschätzten Koeffizienten sind im Anhang in Tabelle C.13 dargestellt.

Tabelle 5.20: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Art der Geschäftsführung, marginale Effekte, Wellen 2007-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	Stdf.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
ME			Stdf.	ME	Stdf.	ME
H1: Lohnniveau	0,002*	(0,001)	0,038***	(0,006)	-0,002	(0,002)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,016***	(0,004)	0,084***	(0,023)	0,039***	(0,007)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,047***	(0,011)	0,362***	(0,073)	-0,004	(0,017)
H3: Tarifbindung	0,000	(0,002)	-0,016	(0,010)	0,005	(0,004)
H4: Betriebsrat	0,003*	(0,002)	0,074***	(0,012)	-0,008	(0,005)
H5: Kapitalgesellschaft	-0,001	(0,003)	-0,019	(0,017)	-0,001	(0,006)
in ausländischem Eigentum	0,000	(0,002)	0,010	(0,015)	-0,001	(0,004)
managergeführt	0,005***	(0,002)	0,026**	(0,011)	0,003	(0,004)
H6: exporttätig	-0,002	(0,002)	0,026**	(0,012)	-0,014***	(0,004)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.651,82***		124,03***		477,54***	
Log-Likelihood	-1.571,60		-8.336,46			
# Beobachtungen	15.426		15.426			
# Betriebe	5.948		5.948			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.14. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2007-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Ein strategischer Einsatz von Leiharbeit zur Steigerung des Unternehmenswerts kann auch ein Shareholder-Value-orientiertes Verhalten des Managements widerspiegeln, das gemäß der Prinzipal-Agent-Theorie in eigentümergeführten Betrieben nicht zu erwarten ist (vgl. dazu Abschnitt 3.4.4). Um die Relevanz der Art der Geschäftsführung für die Nutzungsintensität zu untersuchen, wird eine Dummy-Variable aufgenommen, die angibt, ob es sich um einen managergeführten Betrieb handelt. Tabelle 5.20 enthält die marginalen Effekte dieser Schätzung.⁶⁷

Die Schätzung des FA1-Modells ergibt, dass managergeführte Betriebe wie erwartet Leiharbeit häufiger und mit höherer Intensität einsetzen als eigentümergeführte Betriebe. Allerdings sprechen die Ergebnisse des FA2-Modells dafür, dass sich der signifikant positive Effekt allein auf die Einsatzentscheidung bezieht. Für die

⁶⁷Die geschätzten Koeffizienten sind im Anhang in Tabelle C.14 dargestellt.

Intensitätsgleichung lässt sich kein Einfluss der Art der Geschäftsführung erkennen. Demnach können die Implikationen der Prinzipal-Agent-Theorie auf dieser Grundlage nicht bestätigt werden.

Da die Schätzungen aufgrund der eingeschränkten Angaben zur Geschäftsführung auf Basis der Wellen 2007-2008 durchgeführt werden, sind einige Unterschiede gegenüber den Ergebnissen der Basisspezifikation festzustellen. So ergibt sich bezüglich des Anteils einfacher Tätigkeiten ein stärkerer Effekt auf Nutzungsintensität.⁶⁸ Bezogen auf das Lohnniveau zeigt sich im FA1-Modell hingegen ein schwächerer Effekt als in der Basisspezifikation.

Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit (H6)

Im Hinblick auf die strategische Nutzung zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit wird nun die Relevanz der Exportintensität und der betrieblichen Wettbewerbssituation für die Nutzungsintensität untersucht.

Zunächst wird anstelle des Exportstatus die betriebliche Exportintensität in die Schätzgleichung einbezogen. Die geschätzten marginalen Effekte sind in Tabelle 5.21 dargestellt.⁶⁹ Anders als für den Exportstatus ist für keines der FA-Modelle ein statistisch gesicherter Effekt zu erkennen, weder auf die Nutzungsintensität noch auf die Einsatzentscheidung. Offenbar nutzen Exporteure Leiharbeit zwar häufiger und weniger stark als nicht exportierende Betriebe, Unterschiede in der Exportintensität scheinen dabei jedoch keine Rolle zu spielen. Im Gegensatz zur Basisspezifikation ergibt sich bezüglich der Tarifbindung nun ein schwach positiver Effekt in der Intensitätsgleichung des FA2-Modells.

Um zu überprüfen, welchen Einfluss die betriebliche Wettbewerbssituation auf die Nutzungsintensität hat, wird eine Dummy-Variable aufgenommen, die angibt, ob der Betrieb einem hohen Wettbewerbsdruck ausgesetzt ist. Die geschätzten margi-

⁶⁸Der Höhe nach entspricht der marginale Effekt in der Intensitätsgleichung des FA2-Modells dem Effekt, der sich aus der Schätzung des Modells für den Zeitraum 2009-2011 ergibt.

⁶⁹Die geschätzten Koeffizienten sind im Anhang in Tabelle C.15 dargestellt.

Tabelle 5.21: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Exportintensität, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	Std.f.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
ME			Std.f.	ME	Std.f.	ME
H1: Lohnniveau	0,004***	(0,001)	0,041***	(0,005)	-0,003	(0,002)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,012***	(0,003)	0,096***	(0,016)	0,037***	(0,007)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,042***	(0,011)	0,320***	(0,060)	0,005	(0,016)
H3: Tarifbindung	-0,001	(0,001)	-0,016**	(0,008)	0,005*	(0,003)
H4: Betriebsrat	0,003	(0,002)	0,071***	(0,010)	-0,005	(0,004)
H5: Kapitalgesellschaft	0,001	(0,003)	-0,005	(0,013)	-0,002	(0,005)
in ausländischem Eigentum	0,002	(0,002)	0,026*	(0,014)	0,000	(0,004)
H6: Exportintensität	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.061,25***		157,01***		563,60***	
Log-Likelihood	-1.794,23		-10.103,93			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.15. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

nalen Effekte sind in Tabelle 5.22 dargestellt.⁷⁰ Ein statistisch gesicherter Zusammenhang zwischen dem Wettbewerbsdruck und der Nachfrage nach Leiharbeit lässt sich jedoch nicht nachweisen. Im Gegensatz zur Basisspezifikation zeigt sich nun allerdings im FA1-Modell ein negativer Einfluss des Exportstatus auf die Wahrscheinlichkeit und Intensität der Leiharbeitsnutzung. Zudem verschwindet in der Einsatzgleichung des FA2-Modells der positive Effekt, während der negative in der Intensitätsgleichung erhalten bleibt. Dies deutet darauf hin, dass Exporteure einem höheren Wettbewerbsdruck ausgesetzt sind als nicht exporttätige Betriebe und sie Leiharbeit aufgrund des damit verbundenen Flexibilisierungsdrucks häufiger einsetzen. Um weitere Aussagen treffen zu können, sollen entsprechende Schätzungen auch für den Zeitraum 2009-2011 durchgeführt werden (vgl. Abschnitt 5.2.3.2).⁷¹

⁷⁰Die geschätzten Koeffizienten sind im Anhang in Tabelle C.16 dargestellt.

⁷¹Deskriptiv zeigt sich, dass Exporteure häufiger einem hohen Wettbewerbsdruck ausgesetzt sind als nicht exportierende Betriebe. Zudem erhöht sich mit steigender Exportintensität der Anteil

Tabelle 5.22: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Wettbewerbssituation, marginale Effekte, Wellen 2007-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
ME			Std.	ME	Std.	ME
H1: Lohnniveau	0,003**	(0,001)	0,042***	(0,007)	0,000	(0,002)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,017***	(0,005)	0,088***	(0,026)	0,049***	(0,010)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,033***	(0,013)	0,291***	(0,077)	-0,015	(0,019)
H3: Tarifbindung	0,000	(0,002)	-0,019*	(0,011)	0,006	(0,004)
H4: Betriebsrat	0,007***	(0,002)	0,085***	(0,012)	-0,004	(0,005)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,000 0,002	(0,003) (0,003)	0,010 0,036	(0,023) (0,022)	-0,004 0,001	(0,007) (0,004)
H6: exporttätig hoher Wettbewerbsdruck	-0,003* 0,000	(0,002) (0,002)	0,019 -0,005	(0,013) (0,010)	-0,016*** 0,002	(0,004) (0,004)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.041,39***		89,74*		383,2***	
Log-Likelihood	-902,00		-4.665,98			
# Beobachtungen	8.839		8.839			
# Betriebe	5.248		5.248			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (75 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.16. *Quelle*: IAB-Betriebspanel, Wellen 2007-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Robustheitstests

Hinsichtlich Richtung und Signifikanz der geschätzten Koeffizienten wird die Robustheit der Schätzergebnisse der Basisspezifikation nun eingehender überprüft, indem die Schätzung der FA-Modelle unter veränderter Spezifikation bzw. für diverse Unterstichproben erfolgt.

Robustheitstest I: Wie in Abschnitt 4.3.2 erläutert, können einige der erklärenden Variablen, wie etwa das Lohnniveau, von der Größe der Betriebe abhängen. Bislang werden Betriebsgrößeneffekte durch drei Größenklassen berücksichtigt. Um auszuschließen, dass die Schätzergebnisse von weiteren, nicht kontrollierten Betriebs-

der Exporteure, die den Wettbewerbsdruck als hoch einschätzen (Ergebnisse nicht abgebildet). Bei der Schätzung der FA-Modelle ohne Exportvariable zeigt sich jedoch kein signifikanter Effekt bezüglich der Wettbewerbslage. Wird anstelle des Exportstatus die Exportintensität berücksichtigt, erweisen sich beide geschätzten Koeffizienten als nicht signifikant.

Tabelle 5.23: Robustheitstest I: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells mit vier Betriebsgrößenklassen, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,319***	(0,094)	0,266***	(0,060)	-0,030	(0,020)
Lohnniveau ²	-0,045***	(0,016)	-0,031***	(0,010)		
Ant. einfacher Tätigkeiten	0,279***	(0,099)	0,265***	(0,055)	0,359***	(0,075)
H2: Anteil befristet Beschäft.	1,215**	(0,516)	0,965***	(0,230)	0,070	(0,146)
(Ant. befristet Beschäft.) ²	-2,452**	(1,058)	-1,465***	(0,323)		
H3: Tarifbindung	-0,030	(0,039)	-0,049**	(0,023)	0,049*	(0,030)
H4: Betriebsrat	0,029	(0,056)	0,163***	(0,031)	-0,066	(0,040)
H5: Kapitalgesellschaft	0,021	(0,072)	-0,023	(0,043)	-0,016	(0,053)
in ausländ. Eigentum	0,027	(0,049)	0,082**	(0,038)	0,003	(0,034)
H6: exporttätig	-0,024	(0,045)	0,069**	(0,027)	-0,116***	(0,034)
erwarteter Umsatzanstieg	0,069***	(0,024)	0,123***	(0,023)	0,089***	(0,026)
unsichere Umsatzentwickl.	0,057	(0,087)	0,047	(0,042)	0,070	(0,059)
Erweiterungsinvestitionen	0,052**	(0,024)	0,075***	(0,021)	0,038	(0,024)
Anteil offener Stellen	0,967**	(0,475)	0,380**	(0,180)	1,522*	(0,912)
guter technischer Stand	-0,098***	(0,035)	-0,033	(0,021)	-0,016	(0,028)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,458***	(0,132)	-0,321***	(0,066)	-0,770***	(0,148)
Einbetriebsunternehmen	-0,109**	(0,046)	-0,127***	(0,028)	-0,064**	(0,031)
Konstante	-2,756***	(0,156)	-0,879***	(0,128)	-2,469***	(0,122)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.206,15***		161,90***		606,84***	
Wald-Test Het.-Gl.	750,98***		135,29***			
Log-Likelihood	-1.789,16		-9.989,85			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

größeneffekten abhängen, wird eine feinere Unterteilung in vier Größenklassen herangezogen.⁷² Die geschätzten Koeffizienten sind in Tabelle 5.23 dargestellt.

Anders als in der Basisspezifikation ist nun der geschätzte positive Koeffizient bezüglich der Tarifbindung in der Intensitätsgleichung des FA2-Modells auf dem 10%-

⁷²Für folgende Größenklassen werden hierbei Dummy-Variablen gebildet: Betriebe mit 50 bis 199 Beschäftigten, Betriebe mit 200 bis 499 Beschäftigten, Betriebe mit 500 und mehr Beschäftigten. Betriebe mit 20 bis 49 Beschäftigten dienen als Referenzkategorie.

Niveau signifikant. Somit bestehen schwache Anzeichen dafür, dass tarifgebundene Betriebe Leiharbeit wie erwartet stärker nutzen als Betriebe, die keinen Branchentarifvertrag anwenden. Die übrigen Ergebnisse verändern sich hingegen kaum.

Robustheitstest II: Da davon auszugehen ist, dass die Abfederung von Produktionsschwankungen das bedeutendste Motiv der reaktiven Leiharbeitsnutzung darstellt, wird überprüft, ob die beiden binären Variablen, die die Erwartungen bezüglich der Umsatzentwicklung beschreiben, den Einfluss von Produktionsschwankungen auf die Nutzungsintensität hinlänglich auffangen. Dazu wird dem Vorgehen von Dräger/Marx (2012) gefolgt. Sie schlagen vor, die betriebliche Beschäftigungsentwicklung als Indikator für die Umsatzentwicklung zu verwenden. Entsprechend wird eine Variable in die Schätzgleichung einbezogen, die die relative Veränderung der betrieblichen Beschäftigtenzahl gegenüber dem Vorjahr angibt.

Die Ergebnisse zeigen für beide FA-Modelle, dass ein Anstieg der betrieblichen Beschäftigung mit einer signifikanten Erhöhung der Nutzungsintensität verbunden ist (vgl. Tabelle 5.24). Ein statistisch nachweisbarer Effekt auf die Einsatzentscheidung wird durch das FA2-Modell nicht bestätigt. Da insgesamt zwischen diesen und den Ergebnissen der Basisspezifikation kaum Unterschiede bestehen, kann die bisherige Kontrolle der Umsatzentwicklung als ausreichend eingeschätzt werden.⁷³

Robustheitstest III: Im Falle der reaktiven Nutzung wird Leiharbeit meist ergänzend und nachrangig zu internen Instrumenten der Beschäftigungsflexibilität eingesetzt, insbesondere zur Ausweitung der Arbeitszeit durch Überstunden (vgl. Abschnitte 2.1 und 3.2). Da geleistete Überstunden häufig durch Lohnzahlungen und Zuschläge abgegolten werden und sich damit das betriebliche Lohnniveau erhöht, soll ein etwaiger Effekt auf die Nutzungsintensität kontrolliert werden. Hierzu werden die Wellen 2006 und 2008 des IAB-Betriebspanels herangezogen, die Angaben zum Einsatz von

⁷³Auf die Verwendung der Beschäftigungsentwicklung als Indikator für die Umsatzentwicklung wird ansonsten verzichtet, da ausgeschlossen werden soll, dass die Nutzungsintensität im Falle einer strategischen Nutzung direkt durch den Austausch von Stamm- durch Leihbeschäftigte erklärt wird. Der nachweislich positive Zusammenhang zwischen der Beschäftigungsentwicklung und der Nutzungsintensität spricht jedoch nicht nur für die Eignung der Beschäftigungsentwicklung als Indikator für die Umsatzentwicklung, sondern auch gegen einen Substitutionseffekt.

Tabelle 5.24: Robustheitstest II: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der relativen Beschäftigungsveränderung, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
Beschäftigungsveränd. Vj.	0,109***	(0,043)	0,017	(0,022)	0,100***	(0,030)
H1: Lohnniveau	0,331***	(0,086)	0,310***	(0,070)	-0,026	(0,023)
Lohnniveau ²	-0,046***	(0,014)	-0,034***	(0,012)		
Ant. einfacher Tätigkeiten	0,307***	(0,093)	0,333***	(0,065)	0,430***	(0,084)
H2: Anteil befristet Beschäft.	1,370***	(0,400)	1,373***	(0,272)	0,012	(0,174)
(Ant. befristet Beschäft.) ²	-2,742***	(0,783)	-1,950***	(0,375)		
H3: Tarifbindung	-0,023	(0,037)	-0,053*	(0,027)	0,051	(0,035)
H4: Betriebsrat	0,069	(0,056)	0,242***	(0,037)	-0,060	(0,049)
H5: Kapitalgesellschaft	0,025	(0,071)	-0,019	(0,051)	-0,021	(0,062)
in ausländ. Eigentum	0,039	(0,052)	0,093**	(0,046)	-0,003	(0,040)
H6: exportttätig	-0,019	(0,045)	0,082***	(0,032)	-0,137***	(0,039)
erwarteter Umsatzanstieg	0,068***	(0,024)	0,149***	(0,025)	0,096***	(0,029)
unsichere Umsatzentwickl.	0,057	(0,090)	0,055	(0,049)	0,093	(0,068)
Erweiterungsinvestitionen	0,059**	(0,026)	0,103***	(0,025)	0,042	(0,029)
Anteil offener Stellen	0,906*	(0,472)	0,440**	(0,221)	2,225**	(0,914)
guter technischer Stand	-0,095***	(0,035)	-0,028	(0,025)	-0,018	(0,032)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,498***	(0,126)	-0,410***	(0,079)	-0,892***	(0,165)
Einbetriebsunternehmen	-0,120***	(0,042)	-0,155***	(0,032)	-0,075**	(0,036)
Konstante	-2,713***	(0,155)	-0,856***	(0,142)	-2,679***	(0,125)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.190,66***		156,81***		577,49***	
Wald-Test Het.-Gl.	781,78***				120,98***	
Log-Likelihood	-1.791,79		-10.098,29			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Überstunden im abgelaufenen Geschäftsjahr enthalten. Im ersten Schritt wird eine Dummy-Variable in die Schätzgleichung aufgenommen, die angibt, ob im Betrieb Überstunden geleistet wurden. Im zweiten Schritt kommt eine Dummy-Variable hinzu, die angibt, ob diese Überstunden ausbezahlt bzw. durch Freizeit ausgeglichen wurden oder nicht.

Die geschätzten Koeffizienten sind in den Tabellen 5.25 und 5.26 dargestellt. Ein Zusammenhang zwischen dem Einsatz und Ausgleich von Überstunden und der Intensität der Leiharbeitsnutzung ist nicht festzustellen. Zwar zeigen sich auf Basis des FA1-Modells signifikante Effekte bezüglich beider Variablen, diese bestätigen sich im FA2-Modell jedoch lediglich für die Einsatzgleichung.⁷⁴ Hinsichtlich der übrigen geschätzten Koeffizienten sind allein für das FA1-Modell einige Unterschiede erkennbar. So ist der geschätzte Koeffizient bezüglich des Lohnniveaus nur noch auf dem 10%-Niveau signifikant, wenn der Einsatz von Überstunden und deren Ausgleich gleichzeitig kontrolliert werden. Folglich bezieht sich ein Teil des bisher geschätzten Lohneffekts im FA1-Modell auf die Ausbezahlung von Überstunden. Zudem zeigt sich nun ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen dem Vorhandensein eines Betriebsrats und der Nachfrage nach Leiharbeit.⁷⁵

Robustheitstest IV: Angesichts der Tatsache, dass die Mehrheit der Leiharbeitskräfte im Verarbeitenden Gewerbe eingesetzt wird und sich Leiharbeit im Anschluss an die AÜG-Reform in diesem Sektor überdurchschnittlich stark verbreitet hat (vgl. Abschnitte 2.3 und 4.4.1.2), soll überprüft werden, ob sich für die Verarbeitenden Branchen gegenüber der Gesamtheit der Betriebe Unterschiede in der Bedeutung der strategischen Motive feststellen lassen. Hierzu werden Schätzungen auf Basis der entsprechenden Unterstichprobe durchgeführt, deren Ergebnisse in Tabelle 5.27 dargestellt sind. Um neben der erwarteten Umsatzentwicklung auch den Einfluss der tatsächlichen Produktionsschwankungen auf die Nutzungsintensität berücksichtigen zu können, werden die Angaben des Statistischen Bundesamts zum monatlichen Umsatz der Verarbeitenden Branchen für den Zeitraum Juli 2004 bis Juni 2008 genutzt.⁷⁶ Mittels der vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten, monatli-

⁷⁴Während Promberger (2006: 73 ff.) bezüglich des Überstundeneinsatzes einen positiven Effekt auf die Nutzungsintensität feststellt, findet Pfeifer (2006) einen negativen Effekt bei gleichzeitiger Kontrolle des Überstundenausgleichs (vgl. auch Abschnitt 5.2.4.2). Bohachova/Einsele (2008) finden lediglich für kleine Betriebe einen positiven Effekt auf die Anzahl der Leihbeschäftigten.

⁷⁵Einen positiven Einfluss des Betriebsrats auf die Nachfrage nach Leiharbeit zeigt auch das CRE Tobit-Modell für die Basisspezifikation an.

⁷⁶Die monatlichen Branchenumsätze innerhalb des Produzierenden Gewerbes werden regelmäßig im „Monatsbericht für Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe und Bergbau“ veröffentlicht. Der Zugriff auf die Daten erfolgte via Genesis-Online, der Online-Datenbank des Statistischen Bun-

Tabelle 5.25: Robustheitstest IIIa: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle von Überstunden, Koeffizienten, Wellen 2006/2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
Überstunden (ja=1)	0,195***	(0,054)	0,334***	(0,058)	0,041	(0,073)
H1: Lohnniveau	0,217***	(0,081)	0,339***	(0,095)	-0,032	(0,030)
Lohnniveau ²	-0,030**	(0,014)	-0,040**	(0,016)		
Ant. einfacher Tätigkeiten	0,263***	(0,089)	0,276***	(0,081)	0,458***	(0,097)
H2: Anteil befristet Beschäft.	0,602*	(0,321)	1,546***	(0,358)	-0,081	(0,214)
(Ant. befristet Beschäft.) ²	-1,205**	(0,569)	-1,994***	(0,490)		
H3: Tarifbindung	-0,044	(0,039)	-0,055	(0,035)	-0,010	(0,041)
H4: Betriebsrat	0,143**	(0,056)	0,269***	(0,048)	0,037	(0,058)
H5: Kapitalgesellschaft	0,025	(0,062)	-0,068	(0,068)	-0,002	(0,074)
in ausländ. Eigentum	0,016	(0,045)	0,134**	(0,062)	-0,022	(0,047)
H6: exporttätig	-0,016	(0,042)	0,066	(0,042)	-0,157***	(0,047)
erwarteter Umsatzanstieg	0,099***	(0,035)	0,159***	(0,036)	0,084**	(0,037)
unsichere Umsatzentwickl.	0,048	(0,098)	0,067	(0,066)	0,052	(0,092)
Erweiterungsinvestitionen	0,089***	(0,033)	0,116***	(0,034)	0,062*	(0,036)
Anteil offener Stellen	1,008**	(0,436)	0,581	(0,376)	3,697***	(0,668)
guter technischer Stand	-0,081**	(0,037)	-0,035	(0,035)	-0,009	(0,041)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,400***	(0,125)	-0,363***	(0,090)	-0,776***	(0,202)
Einbetriebsunternehmen	-0,088*	(0,051)	-0,157***	(0,041)	-0,089**	(0,042)
Konstante	-2,555***	(0,163)	-0,989***	(0,194)	-2,572***	(0,158)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	926,43***		130,60***		415,66***	
Wald-Test Het.-Gl.	322,49***			87,36***		
Log-Likelihood	-930,96		-4.982,24			
# Beobachtungen	9.623		9.623			
# Betriebe	6.727		6.727			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2006/2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle 5.26: Robustheitstest IIb: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle von Überstunden und deren Ausgleich, Koeffizienten, Wellen 2006/2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.f.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.f.	Koeff.	Std.f.
Überstunden (ja=1)	0,089	(0,075)	0,163***	(0,054)	-0,014	(0,083)
Ü-ausgleich (ja=1)	0,145***	(0,047)	0,239***	(0,044)	0,066	(0,053)
H1: Lohnniveau	0,231*	(0,121)	0,315***	(0,093)	-0,032	(0,030)
Lohnniveau ²	-0,034	(0,022)	-0,037**	(0,016)		
Ant. einfacher Tätigkeiten	0,257***	(0,082)	0,269***	(0,080)	0,460***	(0,097)
H2: Anteil befristet Beschäft.	0,615	(0,439)	1,473***	(0,347)	-0,078	(0,213)
(Ant. befristet Beschäft.) ²	-1,229	(0,836)	-1,898***	(0,478)		
H3: Tarifbindung	-0,039	(0,045)	-0,057	(0,035)	-0,012	(0,041)
H4: Betriebsrat	0,132**	(0,057)	0,272***	(0,047)	0,038	(0,058)
H5: Kapitalgesellschaft	0,040	(0,097)	-0,070	(0,068)	0,003	(0,073)
in ausl. Eigentum	0,018	(0,042)	0,135**	(0,061)	-0,021	(0,046)
H6: exporttätig	-0,029	(0,075)	0,070*	(0,042)	-0,156***	(0,046)
erwarteter Umsatzanstieg	0,091***	(0,032)	0,161***	(0,036)	0,083**	(0,036)
unsichere Umsatzentwickl.	0,028	(0,099)	0,064	(0,066)	0,050	(0,092)
Erweiterungsinvestitionen	0,089***	(0,033)	0,110***	(0,034)	0,065*	(0,036)
Anteil offener Stellen	0,888*	(0,492)	0,508	(0,372)	3,713***	(0,653)
guter technischer Stand	-0,080**	(0,038)	-0,030	(0,035)	-0,010	(0,041)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,395***	(0,135)	-0,363***	(0,088)	-0,773***	(0,200)
Einbetriebsunternehmen	-0,069	(0,068)	-0,158***	(0,040)	-0,087**	(0,042)
Konstante	-2,602***	(0,271)	-0,970***	(0,190)	-2,577***	(0,158)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	884,53***		133,91***		424,23***	
Wald-Test Het.-Gl.	295,15***				89,90***	
Log-Likelihood	-929,82				-4.960,67	
# Beobachtungen	9.623				9.623	
# Betriebe	6.727				6.727	

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2006/2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle 5.27: Robustheitstest IVA: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für das Verarbeitende Gewerbe, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Stdf.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
H1: Lohnniveau	0,498***	(0,128)	0,622***	(0,126)	0,009	(0,028)
Lohnniveau ²	-0,068***	(0,021)	-0,083***	(0,020)		
Ant. einfacher Tätigkeiten	0,355***	(0,119)	0,371***	(0,117)	0,393***	(0,106)
H2: Anteil befristet Beschäft.	1,550***	(0,462)	1,808***	(0,520)	-0,136	(0,202)
(Ant. befristet Beschäft.) ²	-3,706***	(1,077)	-2,233***	(0,680)		
H3: Tarifbindung	-0,057	(0,049)	-0,069	(0,049)	-0,004	(0,042)
H4: Betriebsrat	0,005	(0,067)	0,274***	(0,063)	-0,036	(0,063)
H5: Kapitalgesellschaft	0,029	(0,094)	-0,109	(0,094)	-0,011	(0,071)
in ausländ. Eigentum	-0,022	(0,063)	-0,019	(0,064)	-0,001	(0,046)
H6: exporttätig	-0,105*	(0,054)	0,027	(0,048)	-0,152***	(0,048)
erwarteter Umsatzanstieg	0,080**	(0,032)	0,187***	(0,042)	0,094***	(0,034)
unsichere Umsatzentwickl.	0,044	(0,102)	0,054	(0,080)	0,112	(0,082)
Erweiterungsinvestitionen	0,051	(0,035)	0,136***	(0,041)	0,056	(0,035)
Anteil offener Stellen	2,207**	(0,879)	2,532**	(0,990)	2,539***	(0,800)
guter technischer Stand	-0,108**	(0,044)	0,009	(0,043)	-0,008	(0,038)
Anteil atypisch Beschäft.	-1,100***	(0,219)	-0,910***	(0,185)	-0,822***	(0,248)
Einbetriebsunternehmen	-0,125**	(0,054)	-0,222***	(0,055)	-0,064	(0,043)
Konstante	-2,948***	(0,205)	-1,382***	(0,258)	-2,848***	(0,165)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	822,07***		80,29***		481,55***	
Wald-Test Het.-Gl.	470,99***				43,70***	
Log-Likelihood	-1.168,38		-5.272,02			
# Beobachtungen	7.663		7.663			
# Betriebe	3.140		3.140			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle 5.28: Robustheitstest IVb: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für das Verarbeitende Gewerbe bei Kontrolle der Umsatzvolatilität, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
Umsatzvolatilität	0,859**	(0,433)	0,459	(0,996)	1,163	(0,763)
H1: Lohnniveau	0,348***	(0,084)	0,622***	(0,126)	0,008	(0,028)
Lohnniveau ²	-0,048***	(0,013)	-0,083***	(0,020)		
Ant. einfacher Tätigkeiten	0,188**	(0,086)	0,372***	(0,117)	0,396***	(0,106)
H2: Anteil befristet Beschäft.	1,119***	(0,296)	1,804***	(0,520)	-0,139	(0,202)
(Ant. befristet Beschäft.) ²	-2,494***	(0,630)	-2,227***	(0,681)		
H3: Tarifbindung	-0,037	(0,038)	-0,069	(0,049)	-0,003	(0,042)
H4: Betriebsrat	0,014	(0,051)	0,274***	(0,063)	-0,035	(0,063)
H5: Kapitalgesellschaft	-0,019	(0,062)	-0,109	(0,094)	-0,011	(0,071)
in ausländ. Eigentum	-0,018	(0,045)	-0,018	(0,064)	-0,002	(0,046)
H6: exporttätig	-0,068*	(0,040)	0,027	(0,048)	-0,153***	(0,048)
erwarteter Umsatzanstieg	0,055**	(0,022)	0,187***	(0,042)	0,095***	(0,035)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,005	(0,055)	0,053	(0,080)	0,110	(0,081)
Erweiterungsinvestitionen	0,036	(0,027)	0,136***	(0,041)	0,057	(0,035)
Anteil offener Stellen	2,190***	(0,625)	2,531**	(0,990)	2,540***	(0,800)
guter technischer Stand	-0,063**	(0,032)	0,009	(0,043)	-0,007	(0,038)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,795***	(0,190)	-0,910***	(0,185)	-0,819***	(0,248)
Einbetriebsunternehmen	-0,107**	(0,045)	-0,222***	(0,055)	-0,063	(0,043)
Konstante	-2,758***	(0,184)	-1,431***	(0,279)	-2,968***	(0,194)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.177,99***		80,37***		482,06***	
Wald-Test Het.-Gl.	720,18***		43,02***			
Log-Likelihood	-1.165,95		-5.271,89			
# Beobachtungen	7.663		7.663			
# Betriebe	3.140		3.140			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

chen Erzeugerpreisindizes gewerblicher Produkte wird zunächst der reale monatliche Branchenumsatz berechnet.⁷⁷ Als Maß für die Volatilität des realen Branchenumsatzes wird der Variationskoeffizient herangezogen, der für jedes Jahr im Zeitraum 2005-2008 und jede Branche auf Basis der Monatswerte (jeweils Juli des Vorjahres bis einschließlich Juni) gebildet wird.

Bezieht man die Umsatzvolatilität in die Schätzgleichung ein (vgl. Tabelle 5.28), zeigt sich im FA1-Modell ein signifikant positiver Effekt auf die Intensität der Nutzung. Demnach wird Leiharbeit umso stärker eingesetzt, je größer die Umsatzvolatilität ausfällt. Im FA2-Modell ist dieser Effekt hingegen nicht nachweisbar.⁷⁸ Die Kontrolle der Umsatzvolatilität bewirkt jedoch keine nennenswerte Veränderung der Schätzergebnisse für das Verarbeitende Gewerbe. Demnach wird der Einfluss von Produktionsschwankungen auf die Nutzungsintensität durch die bislang enthaltenen Kontrollgrößen hinreichend aufgefangen. Gegenüber den Schätzergebnissen für die gesamte Stichprobe sind nur geringfügige Unterschiede festzustellen. Während Exporteure insgesamt eine höhere Einsatzwahrscheinlichkeit aufweisen als nicht exportierende Betriebe, lassen sich innerhalb des Verarbeitenden Gewerbes diesbezüglich keine Unterschiede finden. Möglicherweise aus diesem Grund spiegelt sich die Signifikanz des zum Exportstatus gehörenden geschätzten Koeffizienten in der Intensitätsgleichung des FA2-Modells nun auch entsprechend im FA1-Modell wider.

Sonstige Robustheitstest: Schätzungen der FA-Modelle werden darüber hinaus auch für einige Unterstichproben durchgeführt. Da vor allem für das Baugewerbe von einer witterungsbedingt hohen Leiharbeitsnachfrage zum Befragungszeitpunkt ausgegangen werden kann, werden erstens Betriebe des Bau- und Baunebengewerbes aus der Stichprobe ausgeschlossen. Hierbei zeigen sich so gut wie keine Unterschiede in den Schätzergebnissen (vgl. Tabelle C.17).

desamts (vgl. Statistisches Bundesamt: Genesis-Online 2013a). Genesis-Online enthält derzeit Informationen zum Branchenumsatz bis einschließlich des Jahres 2008.

⁷⁷Der Zugriff auf die Daten erfolgte ebenfalls via Genesis-Online (vgl. Statistisches Bundesamt: Genesis-Online 2013b).

⁷⁸Wird stattdessen die um den Mittelwert bereinigte Spannweite als Volatilitätsmaß verwendet, lassen sich keinerlei Effekte erkennen.

Zweitens werden separate Schätzungen für die Wellen 2005/2006 und 2007/2008 durchgeführt. Hierbei ergeben sich einige nennenswerte Abweichungen. So zeigt sich für die Wellen 2005/2006 (vgl. Tabelle C.18), dass der Anteil befristet Beschäftigter im FA1-Modell nur noch einen schwach signifikant positiven Einfluss auf die Nutzungsintensität hat. Zum anderen weist das Lohnniveau in der Intensitätsgleichung des FA2-Modells einen schwach signifikant negativen Effekt auf, was möglicherweise auf die mangelnde Kontrolle der geleisteten Überstunden bzw. deren Ausbezahlung zurückzuführen ist (vgl. Abschnitt 5.2.5 für eine detaillierte Erklärung). Für die Wellen 2007/2008 (vgl. Tabelle C.19) bestätigt sich auf Basis des FA2-Modells, dass tarifgebundene Betriebe Leiharbeit stärker nutzen als andere Betriebe; wiederholt ist der geschätzte Koeffizient jedoch lediglich auf dem 10%-Niveau signifikant.

5.2.3 Ergebnisse für den Zeitraum 2009-2011

5.2.3.1 Basisspezifikation

Die im vorangegangenen Abschnitt vorgestellten Ergebnisse für den Zeitraum 2005-2008 sprechen hinsichtlich der Intensität der Leiharbeitsnutzung für die Relevanz einiger strategischer Einsatzmotive. Im Folgenden wird untersucht, inwieweit sich die Nutzungsintensität für den Zeitraum 2009-2011 durch die strategischen Einsatzmotive erklären lässt. Angesichts der Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 ist einerseits damit zu rechnen, dass diejenigen Motive, die in der Vorperiode eine entscheidende Rolle spielten, nun an Bedeutung verlieren. Andererseits könnte ihr Einfluss auf die Nutzungsintensität infolge der im Jahr 2010 einsetzenden konjunkturellen Erholungsphase auch gewachsen sein. Zunächst werden die Schätzergebnisse für die Basisspezifikation diskutiert, die den Tabellen 5.29, 5.30 und 5.31 zu entnehmen sind.

Gegenüber der Vorperiode scheint der Einsatz von Leiharbeit zur Verringerung der Arbeitskosten (H1) im Zeitraum 2009-2011 an Bedeutung gewonnen zu haben. Anders als für die Aufschwungphase 2005-2008 deuten darauf nun auch die Ergebnisse

Tabelle 5.29: Schätzergebnisse des IS-CRE Tobit- und des CRE Probit-Modells, Basisspezifikation, Koeffizienten und marginale Effekte, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	IS-CRE Tobit		CRE Probit			
	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	ME	Std.
H1: Lohnniveau	0,050***	(0,007)	0,288***	(0,062)	0,005 ***	(0,001)
Lohnniveau ²	-0,006***	(0,001)	-0,039***	(0,010)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,025***	(0,009)	0,357***	(0,067)	0,020 ***	(0,004)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	0,178***	(0,027)	0,955***	(0,218)	0,043 ***	(0,011)
	-0,254***	(0,044)	-1,419***	(0,334)		
H3: Tarifbindung	-0,008*	(0,004)	-0,117***	(0,035)	-0,006 ***	(0,002)
H4: Betriebsrat	0,018***	(0,006)	0,078*	(0,044)	0,004 *	(0,003)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,007	(0,007)	-0,037	(0,058)	-0,002	(0,003)
	0,003	(0,006)	0,075	(0,049)	0,004	(0,003)
H6: exporttätig	0,007	(0,005)	-0,037	(0,036)	-0,002	(0,002)
erwarteter Umsatzanstieg	0,010***	(0,003)	0,039*	(0,022)	0,002 *	(0,001)
unsichere Umsatzentwickl.	0,002	(0,005)	-0,045	(0,047)	-0,002	(0,003)
Erweiterungsinvestitionen	0,006**	(0,003)	0,024	(0,023)	0,001	(0,001)
Anteil offener Stellen	0,206***	(0,042)	1,158***	(0,273)	0,065 **	(0,027)
guter technischer Stand	0,000	(0,004)	0,047*	(0,028)	0,003 *	(0,002)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,043***	(0,014)	-0,467***	(0,135)	-0,026 ***	(0,008)
Einbetriebsunternehmen	-0,005	(0,004)	-0,114***	(0,036)	-0,007 ***	(0,002)
Konstante	-0,189	(0,015)	-2,688***	(0,142)		
Wald-Test $H_0: \beta = 0$		823,37***		1.342,28***		
Wald $H_0: \iota = \alpha = \nu = 0$		569,88***		539,91***		
$\hat{\kappa}$		12,61***				
Log-Likelihood		-199,96		-1.235,18		
# Beobachtungen		13.375		13.375		
# Betriebe		6.660		6.660		

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl, Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung des CRE Tobit enthält die abgebildeten Regressoren sowie die Kontrollgrößen. Heteroskedastizitätsgleichung des CRE Probit enthält die Kontrollgrößen. Standardfehler der durchschnittl. marginalen Effekte (ME) wurden mittels Bootstrapping geschätzt (500 Replikationen). *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

bezüglich des Lohnniveaus hin. Wie zuvor zeigt sich in den einstufigen Modellen ein signifikant positiver Einfluss des Lohnniveaus, wobei der geschätzte Effekt etwas größer ausfällt. Neben der Einsatzgleichung sämtlicher zweistufigen Modelle ergibt sich ein positiver Lohneffekt nun auch in der Intensitätsgleichung des Doppelhürdenmodells. Dieser ist auf dem 5%-Niveau signifikant positiv.⁷⁹ Dass ein Einfluss des Lohnniveaus im einfachen Hürdenmodell und im FA2-Modell statistisch nicht nachweisbar ist, kann auf die Annahme unabhängiger Entscheidungen zurückzuführen sein, die beiden Modellen zugrunde liegt. Für den Anteil einfacher Tätigkeiten ist auf Basis aller Modelle wiederholt ein positiver Einfluss festzustellen. Die geschätzten marginalen Effekte der FA-Modelle zeigen jedoch an, dass sich dieser gegenüber der Vorperiode leicht erhöht hat.

Ähnlich wie für die Vorperiode legen die Ergebnisse bezüglich des Anteils befristet Beschäftigter nahe, dass Leiharbeit in höherem Maße eingesetzt wird, um Entlassungskosten zu vermeiden (H2). Neben den einstufigen Modellen und dem Doppelhürdenmodell, die auf einen signifikant positiven, aber abnehmenden Einfluss des Anteils befristet Beschäftigter auf die Nutzungsintensität hinweisen, zeigt sich nun auch der geschätzte Koeffizient im einfachen Hürdenmodell auf dem 10%-Niveau signifikant.

Im Gegensatz zu einigen Modellspezifikationen für die Vorperiode lassen sich keinerlei Anzeichen dafür finden, dass Leiharbeit gezielt zur Umgehung tariflicher Regelungen (H3) eingesetzt wird. Vielmehr verweisen die beiden fraktionellen Antwortmodelle auf einen signifikant geringeren Leihbeschäftigtenanteil in tarifgebundenen Betrieben. Angesichts der Tatsache, dass die Tarifpartner einiger Branchen in den letzten Jahren eine Beschränkung der Leiharbeitsnutzung vereinbart haben (vgl. dazu Abschnitt 3.5.2), spricht dieses Ergebnis dafür, dass damit auf eine (im Vergleich zu nicht tarifgebundenen Betrieben) höhere Nutzungsintensität in den Vorjahren reagiert worden ist.

⁷⁹Die Signifikanz auf dem 5%-Niveau bleibt bestehen, wenn die quadratischen Terme aus der Intensitätsgleichung ausgeschlossen werden.

Tabelle 5.30: Schätzergebnisse des FA2-Modells (Gumbel-Logit), Basisspezifikation, Koeffizienten und marginale Effekte, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	Einsatzgleichung (Gumbel)				Intensitätsgleichung (Logit)			
	Koeff.	Std.	ME	Std.	Koeff.	Std.	ME	Std.
H1: Lohnniveau	0,371***	(0,071)	0,052***	(0,006)	0,033	(0,022)	0,004	(0,002)
Lohnniveau ²	-0,043***	(0,011)						
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,305***	(0,060)	0,107***	(0,020)	0,372***	(0,079)	0,040***	(0,008)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	1,335***	(0,279)	0,388***	(0,070)	0,181	(0,160)	0,020	(0,017)
(Anteil befristet Beschäftigter) ²	-1,642***	(0,366)						
H3: Tarifbindung	-0,020	(0,028)	-0,007	(0,010)	-0,105***	(0,035)	-0,011***	(0,004)
H4: Betriebsrat	0,147***	(0,031)	0,053***	(0,010)	0,011	(0,040)	0,001	(0,005)
H5: Kapitalgesellschaft	-0,076	(0,061)	-0,026	(0,021)	-0,135**	(0,065)	-0,014**	(0,006)
in ausländischen Eigentum	0,088*	(0,048)	0,031*	(0,018)	0,003	(0,042)	0,000	(0,005)
H6: exporttätig	0,113***	(0,029)	0,041***	(0,011)	-0,086**	(0,038)	-0,010**	(0,004)
erwarteter Umsatzanstieg	0,081***	(0,024)	0,029***	(0,008)	0,024	(0,025)	0,003	(0,003)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,033	(0,041)	-0,012	(0,015)	0,030	(0,062)	0,003	(0,007)
Erweiterungsinvestitionen	0,056***	(0,022)	0,020***	(0,008)	0,006	(0,026)	0,001	(0,003)
Anteil offener Stellen	0,567*	(0,305)	0,198**	(0,098)	1,191***	(0,319)	0,129***	(0,047)
guter technischer Stand	0,006	(0,024)	0,002	(0,008)	0,012	(0,030)	0,001	(0,003)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,376***	(0,077)	-0,131***	(0,024)	-0,726***	(0,153)	-0,079***	(0,016)
Einbetriebsunternehmen	-0,110***	(0,030)	-0,039***	(0,010)	-0,058*	(0,035)	-0,006*	(0,004)
Konstante	-1,218***	(0,152)			-2,708***	(0,149)		
Wald-Test $H_0: \beta = 0$			143,42***				692,50***	
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$				208,07***				
Log-Likelihood								-6.907,26
# Beobachtungen								13.375
# Betriebe								6.660

*, **, *** signifikant auf 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgrößen. Standardfehler der durchschnittlichen marginalen Effekte (ME) wurden mittels Bootstrapping geschätzt (500 Replikationen). *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle 5.31: Schätzergebnisse des einfachen Hürden- und des Doppelhürdenmodells, Basisspezifikation, Koeffizienten, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	IS Einfaches Hürdenmodell				IS Doppelhürdenmodell			
	Einsatzgleichung		Intensitätsgleichung		Einsatzgleichung		Intensitätsgleichung	
	Koeff.	StdF.	Koeff.	StdF.	Koeff.	StdF.	Koeff.	StdF.
H1: Lohnniveau	0,554***	(0,088)	1,77E-06	(1,61E-06)	0,548***	(0,088)	3,52E-06**	(1,56E-06)
Lohnniveau ²	-0,065***	(0,015)	-2,03E-07	(2,67E-07)	-0,064***	(0,015)	-4,19E-07	(2,55E-07)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,369***	(0,077)	7,69E-06***	(1,34E-06)	0,368***	(0,077)	8,21E-06***	(1,27E-06)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäftigter) ²	2,115***	(0,319)	9,60E-06*	(5,48E-06)	2,140***	(0,319)	1,56E-05***	(5,35E-06)
	-2,629***	(0,479)	-9,90E-06	(8,03E-06)	-2,663***	(0,481)	-1,77E-05**	(7,96E-06)
H3: Tarifbindung	-0,061	(0,039)	-7,73E-07	(6,43E-07)	-0,063	(0,039)	-9,40E-07	(6,17E-07)
H4: Betriebsrat	0,235***	(0,041)	-5,05E-07	(7,30E-07)	0,237***	(0,041)	2,73E-07	(7,08E-07)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,082	(0,080)	-2,26E-06*	(1,28E-06)	-0,082	(0,081)	-2,32E-06*	(1,22E-06)
	0,090	(0,059)	2,53E-07	(9,25E-07)	0,085	(0,059)	4,78E-07	(9,00E-07)
H6: exporttätig	0,150***	(0,042)	-1,42E-06**	(6,82E-07)	0,150***	(0,042)	-8,61E-07	(6,58E-07)
erwarteter Umsatzanstieg	0,146***	(0,030)	9,22E-07*	(4,94E-07)	0,147***	(0,031)	1,29E-06***	(4,71E-07)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,021	(0,058)	1,07E-07	(1,11E-06)	-0,018	(0,059)	5,62E-08	(1,04E-06)
Erweiterungsinvestitionen	0,096***	(0,031)	1,88E-07	(4,99E-07)	0,096***	(0,031)	4,65E-07	(4,73E-07)
Anteil offener Stellen	0,455**	(0,233)	1,59E-05**	(7,74E-06)	0,468**	(0,235)	1,61E-05**	(7,40E-06)
guter technischer Stand	0,012	(0,034)	-3,33E-07	(5,52E-07)	0,013	(0,034)	-2,64E-07	(5,32E-07)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,599***	(0,096)	-9,15E-06***	(1,78E-06)	-0,604***	(0,096)	-1,04E-05***	(1,78E-06)
Einbetriebsunternehmen	-0,154***	(0,037)	-1,98E-06***	(6,38E-07)	-0,151***	(0,037)	-2,28E-06***	(6,15E-07)
Konstante	-1,958***	(0,164)	1,12E-04***	(3,07E-06)	-1,962***	(0,165)	9,48E-05***	(3,22E-06)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.843,99***		899,5***		1.837,13***		916,43***	
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$			323,39***				268,05***	
$\hat{\kappa}$			76.107,20***				82.315,96***	
$\hat{\sigma}_{12}$							4,56E-06***	
Log-Likelihood			234,43				238,53	
# Beobachtungen				13.375				
# Betriebe				6.660				

*, **, *** signifikant auf 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung enthält die abgebildeten Regressoren sowie die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Ein Einfluss des Betriebsrats auf die Nutzungsintensität (H4) ist wie für den vorangegangenen Zeitraum nicht eindeutig erkennbar. Wiederum impliziert das Tobit-Modell und nun auch das FA1-Modell, dass mitbestimmte Betriebe eine höhere Nutzungsintensität aufweisen als Betriebe ohne Betriebsrat. Allerdings deuten die Ergebnisse sämtlicher zweistufigen Modelle darauf hin, dass sich dieser Effekt allein auf die Einsatzentscheidung bezieht.

Wie schon für die Vorperiode lassen sich keine Hinweise dafür finden, dass Leiharbeit in höherem Maße genutzt wird, um den Wert des Unternehmens zu steigern (H5). Anders als erwartet zeigt das FA2-Modell bezüglich der Rechtsform sogar einen signifikant negativen Effekt an. Demnach setzen Kapitalgesellschaften Leiharbeit mit geringerer Intensität ein als Personengesellschaften. Dieser Effekt wird durch die beiden Hürdenmodelle bestätigt, jedoch lediglich auf einem Signifikanzniveau von 10 %. Wiederholt zeigt sich für das FA2-Modell, nicht aber für die übrigen Modelle, dass Betriebe in ausländischem Eigentum Leiharbeit häufiger einsetzen, wobei der geschätzte Koeffizient nur schwach signifikant ist.

Die Ergebnisse des einfachen Hürdenmodells sowie des FA2-Modells belegen ebenso wie für die Vorperiode, dass nicht exporttätige Betriebe Leiharbeit mit signifikant höherer Intensität nutzen als Exporteure. Wenngleich das empirische Signifikanzniveau bezüglich des geschätzten Koeffizienten im Doppelhürdenmodell gegenüber dem Zeitraum 2005-2008 auf 13 % ansteigt, sprechen die Ergebnisse insgesamt doch dafür, dass Leiharbeit in diesen Betrieben auch während bzw. nach der Wirtschaftskrise 2008/2009 zur Verringerung des wettbewerbsbedingten Kostendrucks und damit zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit (H6) eingesetzt wurde. Auf Basis der drei zweistufigen Modelle ist erneut festzustellen, dass Exporteure häufiger auf Leiharbeit zurückgreifen als nicht exporttätige Betriebe. Gemessen am geschätzten marginalen Effekt im FA2-Modell neigen Exporteure nun jedoch deutlich stärker dazu, Leiharbeit einzusetzen, als noch im vorangegangenen Zeitraum.

Einige nennenswerte Unterschiede zur Vorperiode sind hinsichtlich der Bedeutung der reaktiven Einsatzmotive festzustellen. So weisen lediglich die Ergebnisse für das

CRE Tobit- sowie für das Doppelhürdenmodell darauf hin, dass Leiharbeit bei erwartetem Anstieg des Produktionsvolumens stärker genutzt wird. Möglicherweise spiegeln sich hier die Auswirkungen der Wirtschaftskrise 2008/2009 wider, wobei ein positiver Einfluss auf die Einsatzentscheidung für jedes der Modelle festzustellen ist. Wie zuvor unterscheiden sich Betriebe mit unsicheren Erwartungen bezüglich der Umsatzentwicklung nicht erkennbar von anderen Betrieben. Dass Leiharbeit zur Durchführung investitionsbedingter Umstrukturierungen eingesetzt wird, lässt sich lediglich auf Basis der einstufigen Modelle ableiten. Die Ergebnisse der zweistufigen Modelle sprechen jedoch wie für die Vorperiode dafür, dass sich der positive Effekt auf die Einsatz-, nicht auf die Intensitätsentscheidung bezieht. Ähnliche Ergebnisse wie für die Vorperiode sind auch bezüglich des Anteils offener Stellen zu verzeichnen. Sämtliche Modelle implizieren übereinstimmend, dass Leiharbeit aufgrund von Personalproblemen oder zur Rekrutierung von Mitarbeitern genutzt wird. Interessanterweise ergeben sich für das FA1-Modell sowie für die Einsatzgleichung des FA2-Modells deutlich größere marginale Effekte als für die Vorperiode. Möglicherweise äußert sich hierin bereits der Einsatz von Leiharbeit aufgrund einer mangelnden Verfügbarkeit von Fachkräften.

Ein Zusammenhang zwischen der Leiharbeitsnachfrage und dem Stand der Produktionstechnologie ist wie für die Vorperiode lediglich auf Basis des FA1-Modells zu erkennen, nun jedoch schwach signifikant und entgegen der Erwartung mit positivem Vorzeichen. Auch dies kann als Anzeichen dafür gewertet werden, dass Leiharbeit inzwischen teilweise aufgrund eines Mangels an qualifizierten Fachkräften eingesetzt wird. Ebenso wie für den vorangegangenen Zeitraum zeigt sich, dass zwischen dem Einsatz anderer atypischer Beschäftigungsverhältnisse und dem Anteil der Leihbeschäftigten im Betrieb ein signifikant negativer Zusammenhang besteht und Leiharbeit tendenziell seltener und in geringerem Umfang von Einbetriebsunternehmen nachgefragt wird.

Zusammengefasst zeigen sich leichte Veränderungen gegenüber den Ergebnissen der Vorperiode 2005-2008. So ergeben sich insbesondere Anhaltspunkte dafür, dass der

Einsatz von Leiharbeit zur Verringerung der Arbeitskosten (H1) und zur Vermeidung von Entlassungskosten im Zeitraum 2009-2011 an Bedeutung gewonnen hat. Im Folgenden wird ähnlich wie für den Zeitraum 2005-2008 untersucht, inwieweit diese Ergebnisse robust gegenüber Veränderungen der Modellspezifikation sind.

5.2.3.2 Weitere Modellspezifikationen und Robustheitstests

Zunächst wird die Robustheit der Ergebnisse der Basisspezifikation gegenüber den Ergebnissen überprüft, die sich bei separater Betrachtung der direkten und indirekten strategischen Motive zeigen.⁸⁰ Im zweiten Schritt wird erneut der Einfluss der betrieblichen Wettbewerbssituation auf die Nutzungsintensität untersucht, da nun im Gegensatz zur Vorperiode jährliche Angaben zur Wettbewerbssituation zur Verfügung stehen. Abschließend werden die Ergebnisse weiterer Robustheitstests beschrieben.

Direkte vs. indirekte Motive

Das Weglassen der zu den direkten Motiven gehörenden Variablen (H1-H4) führt zu ähnlich geringfügigen Unterschieden wie für den Zeitraum 2005-2008 (vgl. Tabelle 5.32). So zeigt die Einsatzgleichung des FA2-Modells an, dass der Effekt bezüglich des ausländischen Eigentums hoch signifikant positiv ist. Zudem fällt dieser Effekt, wie auch der Exporteffekt, deutlich stärker aus als bei Kontrolle der direkten Einsatzmotive. Auch im Tobit-Modell zeigt sich nun ein hoch signifikant positiver Effekt bezüglich des Exportstatus.⁸¹

Schließt man umgekehrt die Variablen Kapitalgesellschaft, ausländisches Eigentum und Exportstatus aus der Schätzgleichung aus (vgl. Tabelle 5.33), führt auch dies lediglich zu erhöhten Effekten in der Einsatzgleichung des FA2-Modells, vor allem bezüglich des Lohnniveaus sowie des Anteils befristet Beschäftigter. Die Größe der

⁸⁰Für eine ausführliche Begründung siehe Abschnitt 5.2.2.2.

⁸¹Die geschätzten Koeffizienten der FA-Modelle sowie die Ergebnisse des CRE-Tobit-Modells sind in den Tabellen C.20 und C.21 dargestellt. Für das einfache sowie für das Doppelhürdenmodell konnte keine Konvergenz des Likelihoodverfahrens erreicht werden.

Tabelle 5.32: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, marginale Effekte, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			ME	Std.	ME	Std.
H5: Kapitalgesellschaft in ausländ. Eigentum	-0,004 0,007*	(0,003) (0,003)	-0,025 0,054***	(0,021) (0,018)	-0,016** 0,001	(0,007) (0,004)
H6: exporttätig	-0,001	(0,002)	0,046***	(0,010)	-0,009**	(0,004)
erwarteter Umsatzanstieg	0,002*	(0,001)	0,028***	(0,008)	0,003	(0,003)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,003	(0,003)	-0,018	(0,014)	0,004	(0,007)
Erweiterungsinvestitionen	0,001	(0,001)	0,025***	(0,008)	0,001	(0,003)
Anteil offener Stellen	0,068**	(0,029)	0,166*	(0,093)	0,126**	(0,053)
guter technischer Stand	0,001	(0,002)	-0,005	(0,008)	-0,001	(0,003)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,027***	(0,010)	-0,157***	(0,026)	-0,075***	(0,017)
Einbetriebsunternehmen	-0,008***	(0,002)	-0,059***	(0,010)	-0,005	(0,004)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.032,98***		142,31***		541,77***	
Log-Likelihood	-1.252,03		-7.047,69			
# Beobachtungen	13.375		13.375			
# Betriebe	6.660		6.660			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.20. *Quelle*: IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

geschätzten marginalen Effekte in der Intensitätsgleichung verändert sich hingegen kaum.⁸²

Insgesamt sind ähnlich wie für die Vorperiode jeweils nur bezogen auf die Einsatzgleichung leicht stärkere Effekte als in der Basisspezifikation zu beobachten. Hinsichtlich der Nutzungsintensität bestehen keine Anzeichen dafür, dass die Schätzergebnisse bezogen auf die direkten (indirekten) Motive von der Kontrolle der indirekten (direkten) Motive abhängen.

Tabelle 5.33: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der indirekten Motive, marginale Effekte, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	StdF.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			ME	StdF.	ME	StdF.
H1: Lohnniveau	0,005***	(0,001)	0,056***	(0,006)	0,003	(0,002)
Ant. einfacher Tätigkeiten	0,020***	(0,004)	0,111***	(0,020)	0,042***	(0,008)
H2: Anteil befristet Beschäft.	0,045***	(0,011)	0,398***	(0,071)	0,022	(0,017)
H3: Tarifbindung	-0,006***	(0,002)	-0,011	(0,010)	-0,011***	(0,004)
H4: Betriebsrat	0,005*	(0,003)	0,055***	(0,010)	0,001	(0,005)
erwarteter Umsatzanstieg	0,002*	(0,001)	0,030***	(0,008)	0,002	(0,003)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,003	(0,003)	-0,010	(0,015)	0,003	(0,007)
Erweiterungsinvestitionen	0,001	(0,001)	0,021**	(0,008)	0,001	(0,003)
Anteil offener Stellen	0,066**	(0,026)	0,206**	(0,101)	0,138***	(0,048)
guter technischer Stand	0,002	(0,002)	0,002	(0,008)	0,002	(0,003)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,025***	(0,008)	-0,140***	(0,024)	-0,081***	(0,016)
Einbetriebsunternehmen	-0,007***	(0,002)	-0,040***	(0,010)	-0,005	(0,004)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.371,20***		142,25***		651,04***	
Log-Likelihood	-1.237,00		-6.924,97			
# Beobachtungen	13.375		13.375			
# Betriebe	6.660		6.660			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.22. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit (H6)

Im Folgenden wird der Einfluss der betrieblichen Wettbewerbssituation überprüft. Die geschätzten marginalen Effekte sind in Tabelle 5.34 dargestellt.⁸³ Gegenüber der Basisspezifikation führt die Berücksichtigung der Wettbewerbssituation zu keinen nennenswerten Abweichungen, wohl aber gegenüber den Ergebnissen, die sich bei gleicher Spezifikation für die Vorperiode zeigen. So ist der geschätzte Effekt bezüglich der Wettbewerbslage anders als für den Zeitraum 2005-2008 in der Intensitäts-

⁸²Die geschätzten Koeffizienten der FA-Modelle sowie die Ergebnisse des CRE-Tobit-Modells und der beiden Hürdenmodelle sind in den Tabellen C.22 und C.23 dargestellt. Entfernt man diejenigen Regressoren aus der Schätzgleichung, die den Einfluss der reaktiven Motive auf die Nutzungsintensität kontrollieren, ergeben sich ebenfalls nur marginale Veränderungen gegenüber der Basisspezifikation (vgl. Tabelle C.24).

⁸³Die geschätzten Koeffizienten sind im Anhang in Tabelle C.25 dargestellt.

Tabelle 5.34: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Wettbewerbssituation, marginale Effekte, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	ME	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			ME	Std.	ME	Std.
H1: Lohnniveau	0,005***	(0,001)	0,052***	(0,006)	0,004	(0,003)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,020***	(0,004)	0,107***	(0,021)	0,040***	(0,008)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,044***	(0,011)	0,384***	(0,061)	0,021	(0,018)
H3: Tarifbindung	-0,006***	(0,002)	-0,007	(0,011)	-0,011***	(0,004)
H4: Betriebsrat	0,004*	(0,002)	0,053***	(0,010)	0,001	(0,004)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,002	(0,004)	-0,026	(0,020)	-0,013**	(0,007)
	0,004	(0,003)	0,031	(0,016)	0,000	(0,004)
H6: exporttätig hoher Wettbewerbsdruck	-0,002	(0,002)	0,041***	(0,011)	-0,010**	(0,004)
	0,000	(0,001)	0,008	(0,008)	0,005*	(0,003)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.343,94***		144,28***		693,02***	
Log-Likelihood	-1.233,84		-6.900,04			
# Beobachtungen	13.366		13.366			
# Betriebe	6.658		6.658			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.25. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

gleichung des FA2-Modells schwach signifikant positiv. Demnach nutzen Betriebe, die den Wettbewerbsdruck als hoch einschätzen, Leiharbeit wie erwartet intensiver als andere. Dass dieser Effekt auf unbeobachtete Heterogenität zurückzuführen ist, dafür spricht zunächst der statistisch nicht nachweisbare Effekt im FA1-Modell. Ein Blick auf den (nicht signifikanten) geschätzten marginalen Effekt in der Einsatzgleichung des FA2-Modell legt jedoch nahe, dass sich die Ergebnisse des FA1-Modells auf die Einsatzentscheidung beziehen. Abermals zeigt sich, dass Exporteure Leiharbeit häufiger, jedoch mit geringerer Intensität einsetzen als nicht exportierende Betriebe. Auch die Stärke der Effekte bleibt gegenüber der Basisspezifikation relativ konstant. Dies deutet darauf hin, dass weniger die Wettbewerbssituation, sondern eher die betriebliche Wettbewerbsfähigkeit und hinsichtlich der Einsatzentscheidung auch der Flexibilitätsbedarf für die Nachfrage nach Leiharbeit entscheidend sind. Damit be-

kräftigen die Ergebnisse die Vermutung, dass nicht exporttätige Betriebe gemäß des neuen außenhandelstheoretischen Ansatzes (vgl. z.B. Bernard et al. 2003, Melitz 2003) einem höheren wettbewerbsbedingten Kostendruck ausgesetzt sind, Exporteure allerdings gemäß des Ansatzes von Rodrik (1997) einen höheren Bedarf an Beschäftigungsflexibilität aufweisen.⁸⁴

Robustheitstests

Ähnlich wie für den Zeitraum 2005-2008 wird die Robustheit der Schätzergebnisse im Hinblick auf Richtung und Signifikanz der geschätzten Koeffizienten überprüft. Zum einen werden jeweils Schätzungen der FA-Modelle mit feinerer Einteilung der Betriebsgrößenklassen, bei Kontrolle der relativen Beschäftigungsveränderung sowie bei Kontrolle des Einsatzes von Überstunden durchgeführt. Daneben erfolgen Schätzungen separat für das Verarbeitende Gewerbe, unter Ausschluss des Bau- und Baunebengewerbes sowie getrennt für die Jahre 2009 und 2010-2011.⁸⁵ Die Ergebnisse sind im Anhang in den Tabellen C.26-C.32 dargestellt.

Gegenüber den Ergebnissen der Basisspezifikation zeigen sich nur vereinzelt nennenswerte Unterschiede. Die getrennten Schätzungen für 2009 und 2010-2011 verdeutlichen, dass sich die Leiharbeitsnachfrage im Krisenjahr 2009 von der nachfolgenden Erholungsphase substantiell unterscheidet. Während die Ergebnisse für 2010-2011 in etwa denen der Basisspezifikation entsprechen, sind für das Krisenjahr 2009 erhebliche Diskrepanzen festzustellen. So sind auf Basis der Intensitätsgleichung des FA2-Modells keinerlei Anzeichen für eine Bedeutung der strategischen Einsatzmotive zu erkennen. Allerdings zeigen sich auch die geschätzten Koeffizienten bezüglich der reaktiven Nutzung (mit Ausnahme des Anteils offener Stellen) nicht signifikant.

⁸⁴Überdies lässt sich festzustellen, dass sich das empirische Signifikanzniveau des geschätzten Koeffizienten bezüglich der Wettbewerbssituation auf 10,2 % erhöht, sobald die Variable, die den Exportstatus beschreibt, aus der Schätzgleichung entfernt wird. Dies ist auch dann der Fall, wenn anstelle des Exportstatus die Exportintensität in die Schätzgleichung aufgenommen wird. Ein Effekt bezüglich der Exportintensität ist wie für den Zeitraum 2005-2008 ebenfalls nicht nachweisbar.

⁸⁵Für eine Begründung der Robustheitstests siehe Abschnitt 5.2.2.2.

Größere Unterschiede lassen sich auch bei separater Betrachtung des Verarbeitenden Gewerbes finden. Auffällig ist, dass sich auf Basis des FA1-Modells keinerlei Anzeichen für die Relevanz von strategischen und reaktiven Motiven feststellen lassen. Betrachtet man jedoch die Ergebnisse des FA2-Modells, sind gegenüber der Basispezifikation lediglich für die Einsatzgleichung marginale Veränderungen zu erkennen.⁸⁶

5.2.4 Ergebnisse für das Vorreformjahr 2002

5.2.4.1 Basisspezifikation

Für die beiden Nachreformperioden 2005-2008 und 2009-2001 zeigten sich deutliche Anzeichen dafür, dass strategische Motive im Hinblick auf das Ausmaß der Leiharbeitsnutzung eine Rolle spielen. Insbesondere ließen sich Anhaltspunkte dafür finden, dass Leiharbeit zur Verringerung der Arbeitskosten, zur Vermeidung von Entlassungskosten und zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit genutzt wird. Anhand der Welle 2002 wird im Folgenden untersucht, welche Rolle den strategischen Motiven zukam, bevor die Lockerung des AÜG in den Jahren 2003/2004 in Kraft trat. Der Vergleich mit den beiden Nachreformperioden erlaubt zudem Rückschlüsse darauf, ob und inwieweit die strategischen Motive durch die AÜG-Reform an Bedeutung gewonnen haben. Zur Untersuchung der Welle 2002 wird das einfache Hürdenmodell sowie das FA2-Modell (Gumbel-Logit) verwendet.⁸⁷ Die Schätzergebnisse sind in Tabelle 5.35 dargestellt.

⁸⁶Wie schon für den Zeitraum 2005-2008 ist für das Verarbeitende Gewerbe kein statistisch gesicherter Zusammenhang zwischen dem Exportstatus und der Einsatzwahrscheinlichkeit zu erkennen.

⁸⁷Da mit der Welle 2002 lediglich ein Querschnittsdatensatz zur Verfügung steht, ist die Kontrolle unbeobachteter Heterogenität nicht möglich. Deshalb wird auf die Verwendung der einstufigen Modelle verzichtet. Aufgrund von Konvergenzproblemen war die Schätzung des Doppelhürdenmodells nicht möglich. Eine Konvergenz des Likelihoodverfahrens konnte auch dann nicht erreicht werden, wenn die geschätzten Koeffizientenvektoren des Doppelhürdenmodells ohne explizite Modellierung der Heteroskedastizität als Startwerte herangezogen wurden. Zum gleichen Ergebnis führten sparsamere Spezifikationen, wie das Weglassen der beiden quadrierten Terme oder eine geringere Anzahl an Dummy-Variablen zur Kontrolle von Brancheneffekten.

Tabelle 5.35: Schätzergebnisse des einfachen Hirndenmodells und des FA2-Modells (Gumbel-Logit), Basis spezifikation, Koeffizienten und marginale Effekte, Welle 2002, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	IS Einfaches Hirndenmodell						FA2-Modell (Gumbel-Logit)					
	Einsatzgleichung			Intensitätsgleichung			Einsatzgleichung			Intensitätsgleichung		
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	ME	Stdf.	Koeff.	Stdf.	ME	Stdf.
H1: Lohnniveau Lohnniveau ² Anteil einfacher Tätigk.	0,270** -0,029 0,135	(0,120) (0,021) (0,102)	5,83E-06 3,68E-06 6,50E-04***	(2,35E-06) (3,75E-07) (1,92E-06)	0,337* -0,038 0,171	(0,175) (0,029) (0,126)	0,030*** (0,008)	-0,012 (0,066)	0,000 (0,003)	0,526** (0,244)	0,021** (0,008)	(0,008)
H2: Anteil befristet Beschäft. (Ant. befristet Beschäft.) ²	1,614*** -1,710**	(0,474) (0,682)	9,42E-04 4,25E-04	(8,34E-06) (1,05E-05)	1,913** -1,966*	(0,858) (1,073)	0,350*** (0,105)	0,618 (0,471)	0,025 (0,024)			
H3: Tarifbindung	-0,001	(0,052)	-3,88E-05	(8,43E-07)	-0,016	(0,058)	-0,003	(0,013)	-0,085	(0,093)	-0,003	(0,004)
H4: Betriebsrat	0,285***	(0,060)	-1,84E-04*	(1,10E-06)	0,264***	(0,069)	0,055***	(0,016)	-0,057	(0,117)	-0,002	(0,004)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländ. Eigentum	0,037 0,146*	(0,084) (0,076)	2,49E-05 -4,77E-05	(1,52E-06) (1,27E-06)	0,034 0,191*	(0,103) (0,102)	0,007 0,041**	(0,023) (0,017)	0,176 -0,036	(0,152) (0,105)	0,007 -0,001	(0,006) (0,004)
H6: exporttätig	0,073	(0,059)	-2,33E-04**	(1,08E-06)	0,049	(0,064)	0,010	(0,014)	-0,247**	(0,105)	-0,010**	(0,004)
erwarteter Umsatzanstieg unsichere Umsatzentwickl. Erweiterungsinvestitionen Anteil offener Stellen guter technischer Stand Anteil atypisch Beschäft. Einbetriebsunternehmen Konstante	0,201*** -0,147 0,025 0,489 -0,071 -0,636*** -0,066 -1,410***	(0,053) (0,104) (0,047) (0,411) (0,050) (0,137) (0,050) (0,209)	2,27E-04*** -4,51E-05 8,69E-06 6,69E-03*** -1,04E-04 -7,84E-04** -6,21E-05 1,16E-02***	(8,83E-07) (1,85E-06) (8,48E-07) (1,92E-05) (9,03E-07) (3,17E-06) (8,29E-07) (4,23E-06)	0,247*** -0,164 0,048 0,491 -0,093* -0,792** -0,087 -1,122***	(0,094) (0,121) (0,054) (0,643) (0,056) (0,335) (0,078) (0,262)	0,052*** -0,033 0,010 0,100 -0,019 -0,162*** -0,018 -2,658***	(0,014) (0,024) (0,011) (0,174) (0,012) (0,037) (0,016) (0,313)	0,180** -0,090 -0,025 6,835*** -0,183** -1,425** -0,038 -2,658***	(0,091) (0,175) (0,085) (2,062) (0,087) (0,622) (0,086) (0,313)	0,007* -0,003 -0,001 0,272*** -0,007* -0,057*** -0,001 -0,001	(0,004) (0,008) (0,004) (0,093) (0,004) (0,018) (0,004)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.004,52***		5.779,84***		123,32***		380,71***					
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$			120,79***		27,46							
\hat{r}			75,547,61***									
Log-Likelihood			571,18		-2,330,10							
# Beobachtungen			5,291		5,291							
# Betriebe			5,291		5,291							

*, **, *** signifikant auf 10%, 5%, 1%-Niveau. Robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung des IS EH-Modells enthält die abgebildeten Regressoren sowie die Kontrollgrößen. Heteroskedastizitätsgleichung des FA2-Modells enthält die Kontrollgrößen. Standardfehler der durchschnittl. marginalen Effekte (ME) wurden mittels Bootstrapping geschätzt (75 Replikationen).
Quelle: IAB-Betriebspanel, Welle 2002, eigene Berechnung.

Hinsichtlich des Motivs der Verringerung der Arbeitskosten (H1) zeigen sich für das Vorreformjahr 2002 qualitativ ähnliche Ergebnisse wie für die Nachreformphase 2005-2008. So sind auf Grundlage der zweistufigen Modelle keinerlei Anzeichen dafür erkennbar, dass die Nutzungsintensität vom betrieblichen Lohnniveau abhängt, wohl aber lässt sich ein signifikant positiver Einfluss des Anteils einfacher Tätigkeiten feststellen. Auffällig ist, dass der Einfluss der Tätigkeitsstruktur auf die Nutzungsintensität weitaus geringer ausfällt als für die Folgezeiträume. So hat sich der geschätzte marginale Effekt im FA2-Modell von 2002 auf 2009-2011 nahezu verdoppelt. Bezüglich der Einsatzentscheidung sind einige Unterschiede auszumachen. Zum einen fällt der positive Einfluss des Lohnniveaus auf die Einsatzwahrscheinlichkeit für das Jahr 2002 etwas niedriger aus als für die untersuchten Folgezeiträume.⁸⁸ Zum anderen zeigt sich, dass der Anteil einfacher Tätigkeiten zwar die Einsatzentscheidung in beiden Nachreformphasen, nicht aber im Vorreformjahr determiniert.

Während sich für die beiden untersuchten Nachreformphasen Anzeichen dafür finden lassen, dass Leiharbeit zur Vermeidung von Entlassungskosten (H2) eingesetzt wird, bestätigt sich dies für das Vorreformjahr nicht. Zwar ergeben beide Modelle, dass die Wahrscheinlichkeit eines Leiharbeitseinsatzes mit steigendem Anteil an befristet Beschäftigten wächst, ein signifikanter Effekt auf die Nutzungsintensität ist jedoch nicht erkennbar. Da davon auszugehen ist, dass Leiharbeit vor der Lockerung des AÜG etwa aufgrund der begrenzten Überlassungsdauer nur bedingt zur dauerhaft intensiven Nutzung und damit zur Vermeidung von Entlassungskosten geeignet war, kann vermutet werden, dass sich das Einsatzmotiv erst nach der Deregulierung der Arbeitnehmerüberlassung etabliert hat.

Anders als für die beiden Nachreformphasen besteht für das Jahr 2002 kein statistisch gesicherter Zusammenhang zwischen der Tarifbindung und der Leiharbeitsnachfrage, weder im Hinblick auf die Wahrscheinlichkeit noch auf die Intensität der Nutzung. Dass sich für die Tarifbindung in der Aufschwungphase 2005-2008 teilweise ein positiver, in den nachfolgenden Jahren hingegen ein negativer Effekt er-

⁸⁸Bei Weglassen der quadratischen Terme im FA2-Modell ist der positive Einfluss des Lohnniveaus auf dem 1%-Niveau signifikant.

gibt, weist auf einen Wandel des Nachfrageverhaltens tarifgebundener Betriebe infolge der AÜG-Reform hin. So ist vorstellbar, dass tarifgebundene Betriebe direkt nach der Deregulierung verstärkt auf Leiharbeit zurückgriffen, um tariflich bedingte Kosten zu vermeiden (H3). Der negative Zusammenhang für die Folgejahre spiegelt möglicherweise wider, dass sich die Tarifpartner inzwischen in vielen Fällen auf eine begrenzte Nutzung verständigt haben.

Während für die beiden Nachreformphasen auf Basis der zweistufigen Modelle kein Zusammenhang zwischen dem Vorhandensein eines Betriebsrats und der Nutzungsintensität (H4) nachgewiesen werden kann, zeigt sich nun für das Vorreformjahr auf Basis des einfachen Hürdenmodells ein schwach signifikant negativer Einfluss der betrieblichen Interessenvertretung auf den Anteil der Leihbeschäftigten. Dies lässt sich als Anzeichen dafür werten, dass sich Betriebsräte vor der Novellierung des AÜG erfolgreich gegen eine intensive Nutzung einsetzten oder für eine Gleichbehandlung der Leihbeschäftigten eintraten. Entsprechend kann für die beiden Folgezeiträume abgeleitet werden, dass diese Position entweder aufgegeben wurde oder nicht zu einer messbar geringeren Nutzungsintensität im Vergleich zu Betrieben ohne Betriebsrat führte. Aufgrund der schwachen Signifikanz des geschätzten Koeffizienten kann dies jedoch lediglich eine vorsichtige Interpretation darstellen, zumal die Ergebnisse des FA2-Modells keinerlei Hinweise für einen statistisch nachweisbaren Effekt liefern.

Anhaltspunkte dafür, dass Leiharbeit verstärkt zur Steigerung des Unternehmenswerts (H5) genutzt wird, lassen sich wiederum nicht finden. Auch hier ist ein Einfluss der Rechtsform oder der Eigentümerverhältnisse auf die Nutzungsintensität statistisch nicht nachweisbar. Wie in den Folgezeiträumen zeigen sich schwache Belege dafür, dass Betriebe in ausländischem Eigentum Leiharbeit häufiger einsetzen.

Wie für die beiden Nachreformzeiträume legen die Ergebnisse bezogen auf den Exportstatus nahe, dass Leiharbeit zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit (H6) eingesetzt wird. So zeigt sich für beide Modelle, dass Exporteure einen signifikant geringeren Leihbeschäftigtenanteil aufweisen; gemessen am geschätzten marginalen Effekt der FA2-Modelle bleibt dieser Effekt über alle drei betrachteten Perioden

hinweg relativ stabil. Allerdings ist im Gegensatz zu den beiden untersuchten Folgezeiträumen festzustellen, dass sich Exporteure hinsichtlich ihrer Wahrscheinlichkeit, Leiharbeit einzusetzen, nicht signifikant von Betrieben unterscheiden, die allein den heimischen Markt bedienen.

Bezüglich der reaktiven Einsatzmotive zeigen sich geringfügige Unterschiede gegenüber dem Zeitraum 2005-2008. Die Schätzung der beiden zweistufigen Modelle ergibt, dass Leiharbeit häufiger und stärker eingesetzt wird, wenn der Betrieb einen Anstieg des Geschäftsvolumens erwartet. Die geschätzten marginalen Effekte des FA2-Modells liegen ihrer Größe nach leicht unter dem Niveau des Folgezeitraums, was auf die konjunkturelle Schieflage zurückgeführt werden kann. Anders als für die nachfolgenden Jahre wirken sich auch investitionsbedingte Umstrukturierungen offenbar nicht auf die Nachfrage nach Leiharbeit aus. Die Unsicherheit bezüglich der zukünftigen Umsatzentwicklung scheint ebenso wie für beide Folgezeiträume keinen Effekt auf die Nachfrage nach Leiharbeit zu haben. Im Hinblick auf den Einsatz von Leiharbeit zur Überbrückung von Personalproblemen bzw. zur Personalgewinnung ist auffällig, dass sich mit steigendem Anteil der zu besetzenden Stellen im Betrieb zwar die Intensität der Nutzung, nicht aber die Einsatzwahrscheinlichkeit signifikant erhöht. Die aufgezeigten Unterschiede gegenüber den untersuchten Folgezeiträumen könnten einerseits auf die konjunkturelle Situation, andererseits aber auch auf eine zunehmende Bedeutung der reaktiven Leiharbeitsnutzung zurückzuführen sein, möglicherweise begünstigt durch die Deregulierung der Arbeitnehmerüberlassung.

Dass Leiharbeit häufiger und intensiver von Betrieben mit veralteter Produktionstechnologie genutzt wird, darauf weisen die Ergebnisse des FA2-Modells, nicht aber die des einfachen Hürdenmodells hin. Im Unterschied zum Folgezeitraum 2005-2008 wird der erwartete negative Zusammenhang damit zumindest von einem der beiden zweistufigen Modelle bestätigt. Übereinstimmend mit den Ergebnissen für die beiden untersuchten Nachreformphasen zeigt sich auch für das Vorreformjahr eine substitutive Beziehung zwischen der Häufigkeit und Intensität der Leiharbeitsnachfrage und dem Einsatz anderer atypischer Beschäftigungsformen. Ein Zusammenhang

bezüglich der Unternehmensstruktur lässt sich anders als für die Folgezeiträume auf Basis der beiden Modelle statistisch nicht nachweisen.

Zusammengefasst weisen die Ergebnisse für das Vorreformjahr 2002 darauf hin, dass Kostenvorteile der Leiharbeit im Bereich der un- und angelernten Tätigkeiten bereits vor der Reform des AÜG ausgeschöpft wurden, die Bedeutung des Arbeitskostenmotivs im Anschluss an die Deregulierung jedoch gestiegen ist. Anders als für die Nachreformperioden lassen sich keine Anhaltspunkte für den Einsatz von Leiharbeit zur Vermeidung von Entlassungskosten oder zur Umgehung der Tarifbindung finden. Die für die Folgezeiträume beobachteten Unterschiede zwischen Exporteuren und nicht exporttätigen Betrieben sind für das Vorreformjahr ebenfalls festzustellen. Im Folgenden wird überprüft, inwieweit diese Ergebnisse robust gegenüber Änderungen der Modellspezifikation sind.

5.2.4.2 Weitere Modellspezifikationen und Robustheitstests

Zunächst soll wie für die Nachreformphasen der Einfluss der strategischen Motive getrennt für Motive der direkten und indirekten Kostensenkung untersucht werden.⁸⁹ Dann wird die Robustheit der Ergebnisse der Basisspezifikation überprüft.

Direkte vs. indirekte Motive

Durch den Ausschluss der erklärenden Variablen, die die Motive der direkten Kostensenkung abbilden, verändern sich die Schätzergebnisse bezüglich der indirekten Motive kaum (vgl. Tabelle 5.36). So sind auch hier keinerlei Anzeichen dafür zu erkennen, dass Leiharbeit gezielt zur Steigerung des Unternehmenswerts eingesetzt wird. Auch der Ausschluss der erklärenden Variablen bezüglich der indirekten Motive führt zu keiner nennenswerten Veränderung der Ergebnisse (vgl. Tabelle 5.37). Nur bezüglich des Lohnniveaus ist in der Einsatzgleichung des FA2-Modells festzu-

⁸⁹Für eine ausführliche Begründung siehe Abschnitt 5.2.2.2.

Tabelle 5.36: Schätzergebnisse des FA2-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, marginale Effekte, Welle 2002, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
	ME	StdF.	ME	StdF.
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,010 0,051***	(0,025) (0,018)	0,005 -0,002	(0,006) (0,004)
H6: exporttätig	0,015	(0,014)	-0,009**	(0,004)
erwarteter Umsatzanstieg	0,055***	(0,014)	0,009**	(0,004)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,036	(0,024)	-0,003	(0,008)
Erweiterungsinvestitionen	0,011	(0,011)	-0,001	(0,004)
Anteil offener Stellen	0,095	(0,169)	0,244***	(0,087)
guter technischer Stand	-0,018	(0,012)	-0,008*	(0,004)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,190***	(0,039)	-0,049**	(0,019)
Einbetriebsunternehmen	-0,028*	(0,015)	-0,001	(0,004)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	127,05***		353,51***	
Log-Likelihood			-2.359,00	
# Beobachtungen			5.291	
# Betriebe			5.291	

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (75 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.33.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Welle 2002, eigene Berechnung.

stellen, dass sich der geschätzte marginale Effekt gegenüber der Basispezifikation erhöht hat.⁹⁰

Robustheitstests

Die Robustheit der Schätzergebnisse hinsichtlich Richtung und Signifikanz der geschätzten Koeffizienten wird anhand des FA2-Modells überprüft. Analog zu den Robustheitstests bezogen auf die beiden Folgezeiträume wird untersucht, ob und inwieweit sich die Schätzergebnisse durch eine feinere Einteilung der Betriebsgrößenklassen, durch die Kontrolle der relativen Beschäftigungsveränderung zum Vorjahr und durch die Kontrolle des Einsatzes von Überstunden sowie deren Ausgleich verändern. Zudem werden Schätzungen separat für das Verarbeitende Gewerbe und

⁹⁰Die geschätzten Koeffizienten der FA-Modelle sowie die Ergebnisse des einfachen Hürdenmodells sind in den Tabellen C.33 und C.34 dargestellt. Für das Doppelhürdenmodell konnte keine Konvergenz des Likelihoodverfahrens erreicht werden. Die Ergebnisse der Basispezifikation verändern sich auch dann nicht, wenn diejenigen Regressoren ausgeschlossen werden, die den Einfluss der reaktiven Nutzung kontrollieren (vgl. Tabelle C.35).

Tabelle 5.37: Schätzergebnisse des FA2-Modells ohne Kontrolle der indirekten Motive, marginale Effekte, Welle 2002, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
	ME	Std.	ME	Std.
H1: Lohnniveau	0,032***	(0,008)	-0,001	(0,003)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,035	(0,024)	0,019**	(0,008)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,360***	(0,108)	0,024	(0,024)
H3: Tarifbindung	-0,003	(0,012)	-0,003	(0,004)
H4: Betriebsrat	0,057***	(0,016)	-0,002	(0,004)
erwarteter Umsatzanstieg	0,054***	(0,013)	0,007*	(0,004)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,033	(0,024)	-0,003	(0,008)
Erweiterungsinvestitionen	0,009	(0,011)	-0,002	(0,004)
Anteil offener Stellen	0,097	(0,175)	0,284***	(0,089)
guter technischer Stand	-0,020*	(0,012)	-0,007*	(0,004)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,172***	(0,038)	-0,057***	(0,018)
Einbetriebsunternehmen	-0,021	(0,015)	-0,002	(0,004)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	123,35***		346,02***	
Log-Likelihood			-2.333,51	
# Beobachtungen			5.291	
# Betriebe			5.291	

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (75 Replikationen). Für weitere Details siehe Tabelle C.34.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Welle 2002, eigene Berechnung.

unter Ausschluss von Betrieben des Bau- und Baunebengewerbes durchgeführt.⁹¹ Die Ergebnisse sind im Anhang in den Tabellen C.36-C.40 dargestellt.

Insgesamt ergeben sich keine größeren, aber einige nennenswerte Veränderungen gegenüber den Schätzergebnissen der Basisspezifikation. Werden vier statt drei Gruppen zur Klassifizierung der Betriebsgröße verwendet, zeigt sich bezüglich des Anteils einfacher Tätigkeiten in der Intensitätsgleichung, dass sich die Signifikanz des geschätzten Koeffizienten auf das 10%-Niveau verringert. Die Einbeziehung der relativen Beschäftigungsveränderung zur Kontrolle der Umsatzentwicklung führt zu einer schwächeren Signifikanz desjenigen geschätzten Koeffizienten, der sich auf die Erwartungen über die zukünftige Umsatzentwicklung bezieht. Da ein Effekt bezüglich der Beschäftigungsveränderung jedoch nicht nachweisbar ist und sich die übrigen Schätz-

⁹¹Für eine Begründung der Robustheitstests siehe Abschnitt 5.2.2.2.

ergebnisse gegenüber der Basisspezifikation nur marginal verändern, kann geschlussfolgert werden, dass sich die Dummy-Variable, die die betriebliche Umsatzerwartung angibt, zur Kontrolle von Umsatzschwankungen eignet. Bei gleichzeitiger Kontrolle geleisteter Überstunden und deren Ausgleich zeigt sich im Gegensatz zum Zeitraum 2005-2008, dass Leiharbeit mit höherer Intensität genutzt wird, wenn Überstunden ausbezahlt oder durch Freizeitausgleich abgegolten werden. Allerdings ist der geschätzte Koeffizient lediglich schwach signifikant.⁹² Bei der separaten Schätzung für das Verarbeitende Gewerbe zeigt sich, dass ein erwarteter Umsatzanstieg nicht signifikant zu einer stärkeren Leiharbeitsnutzung führt. Werden Betriebe des Bau- und Baunebengewerbes ausgeschlossen, ergibt sich ebenfalls eine Abschwächung der Signifikanz dieses geschätzten Koeffizienten.

5.2.5 Unterscheiden sich Intensivnutzer von anderen Nutzerbetrieben?

Bislang wurde die Relevanz der strategischen Einsatzmotive bezogen auf sämtliche Nutzerbetriebe untersucht. Hierbei ließen sich insbesondere Anhaltspunkte dafür finden, dass Leiharbeit in höherem Maße genutzt wird, um Arbeitskosten einzusparen. Da eine strategische Leiharbeitsnutzung typischerweise mit einer (dauerhaft) intensiven Nutzung einhergeht, ist zu erwarten, dass strategische Motive vor allem im Bereich der intensiven Nutzung eine entscheidende Rolle spielen.

Daher wird für den Zeitraum 2005-2008 anhand des FA2-Modells überprüft, ob und inwieweit sich Betriebe mit intensiver Nutzung (Intensivnutzer) hinsichtlich der Relevanz der strategischen Motive von Betrieben mit moderater Nutzung (Nichtintensivnutzer) unterscheiden. Hierzu wird jede erklärende Variable (mit Ausnahme der Kontrollvariablen) mit einer Dummy-Variablen interagiert, die angibt, ob Leiharbeit intensiv genutzt wird. Die Interaktionsterme werden zusätzlich zu den

⁹²Pfeifer (2006), der den Anteil der Beschäftigten mit ausbezahlten Überstunden berücksichtigt, kommt zu einem ähnlichen Ergebnis. Zudem findet er einen negativen Zusammenhang zwischen dem Einsatz von Überstunden und dem Anteil der Leihbeschäftigten im Betrieb. Dies bestätigt sich hier nicht.

erklärenden Variablen in die zu schätzende Intensitätsgleichung des FA2-Modells aufgenommen. Zur Klassifizierung der Betriebe in Intensiv- und Nichtintensivnutzer werden verschiedene Definitionen verwendet. Zum einen werden die Nutzungsintensitäten von 15 %, 17,5 %, 20 %, 22,5 % bzw. 25 % als Schwellenwerte herangezogen, die für alle Betriebe einheitlich gelten. Zum anderen werden Betriebe als Intensivnutzer klassifiziert, deren Nutzungsintensität das 70%-, 75%-, 83%-, 90%- bzw. das 95%-Perzentil der branchenspezifischen Intensitätsverteilung überschreitet (vgl. Abschnitt 4.2.1).

Insgesamt zeigt sich im Hinblick auf die Relevanz der strategischen Motive, dass beachtliche Unterschiede zwischen Intensivnutzern und Betrieben mit moderater Nutzung bestehen. Qualitativ betrachtet variieren die Schätzergebnisse lediglich geringfügig mit der Wahl des Schwellenwerts. So beschränken sich Abweichungen zumeist auf die niedrigsten und höchsten verwendeten Schwellenwerte.⁹³ Jedoch bestehen größere Diskrepanzen in der Stärke der geschätzten Effekte.

In den Tabellen 5.38 und 5.39 sind die geschätzten marginalen Effekte (bezogen auf die Intensitätsgleichung des FA2-Modells) für die jeweils mittigen Schwellenwerte dargestellt, d. h. für die einheitliche 20%-Schwelle sowie für die branchenbezogene Schwelle am 83%-Perzentil. Für letztere ergibt sich mit einem Leihbeschäftigtenanteil von durchschnittlich 21,7 % eine leicht höhere Intensivnutzerschwelle. Wird die einheitliche 20%-Schwelle zugrunde gelegt, fällt der Anteil der als Intensivnutzer klassifizierten Betriebe mit 8 % deutlich geringer aus als im Falle der branchenbezogenen Schwelle am 83%-Perzentil.

⁹³Gegenüber höheren haben die niedrigen Schwellenwerte den Vorteil, dass eine umfangreiche Anzahl an Beobachtungen mit intensiver Nutzung zur Verfügung steht. Allerdings besteht damit die Gefahr, dass die potenzielle Bedeutung der strategischen Motive durch Betriebe mit relativ moderater Intensivnutzung verwässert wird.

Tabelle 5.38: Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der einheitlichen 20%-Schwelle, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	alle Nutzer			Intensivnutzer			Nichtintensivnutzer			Differenz		
	ME	Std.		ME	Std.		ME	Std.		ME	Std.	
H1: Lohnniveau	-0,002	(0,001)		0,050***	(0,009)		-0,006***	(0,001)		0,057***	(0,009)	
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,021***	(0,005)		0,114***	(0,025)		0,013***	(0,004)		0,101***	(0,026)	
H2: Anteil befristet Beschäftigter	-0,003	(0,010)		0,115**	(0,047)		-0,014	(0,010)		0,129***	(0,048)	
H3: Tarifbindung	0,003	(0,002)		0,037***	(0,015)		-0,001	(0,002)		0,038***	(0,015)	
H4: Betriebsrat	-0,002	(0,002)		-0,018	(0,018)		0,000	(0,002)		-0,018	(0,019)	
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,004	(0,003)		-0,013	(0,021)		-0,003	(0,004)		-0,010	(0,022)	
	-0,003	(0,002)		-0,029*	(0,016)		0,000	(0,002)		-0,029*	(0,017)	
H6: exporttätig	-0,005**	(0,002)		-0,048***	(0,017)		-0,001	(0,002)		-0,047***	(0,018)	
erwarteter Umsatzanstieg	0,005***	(0,002)		0,013	(0,012)		0,004***	(0,001)		0,009	(0,012)	
unsichere Umsatzentwicklung	-0,001	(0,004)		0,053*	(0,028)		-0,007*	(0,004)		0,060**	(0,029)	
Erweiterungsinvestitionen	0,081***	(0,002)		0,252*	(0,015)		0,066**	(0,002)		0,186	(0,015)	
Anteil offener Stellen	0,002	(0,029)		0,001	(0,149)		0,002	(0,028)		-0,001	(0,149)	
guter technischer Stand	-0,002	(0,002)		0,043***	(0,014)		-0,006***	(0,002)		0,049***	(0,014)	
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,031***	(0,008)		0,169***	(0,059)		-0,051***	(0,007)		0,220***	(0,060)	
Einbetriebsunternehmen	-0,004**	(0,002)		0,036***	(0,013)		-0,007***	(0,002)		0,044***	(0,013)	
Wald-Test $H_0: \beta = 0$										1.950,55***		
Log-Likelihood										-10.009,49		
# Beobachtungen										19.623		
# Betriebe										8.388		

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikate.).
 Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Die Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgrößen.
 Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle 5.39: Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der branchenspezifischen Schwelle am 83%-Perzentil, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	alle Nutzer		Intensivnutzer		Nichtintensivnutzer		Differenz	
	ME	Std.f.	ME	Std.f.	ME	Std.f.	ME	Std.f.
H1: Lohnniveau	-0,005***	(0,001)	0,021***	(0,005)	-0,010***	(0,001)	0,031***	(0,005)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,014***	(0,005)	0,061***	(0,016)	0,004	(0,004)	0,057***	(0,017)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	-0,001	(0,011)	0,092***	(0,033)	-0,019*	(0,011)	0,111***	(0,034)
H3: Tarifbindung	0,003	(0,002)	0,011	(0,009)	0,001	(0,002)	0,009	(0,009)
H4: Betriebsrat	-0,003	(0,002)	-0,008	(0,010)	-0,002	(0,002)	-0,006	(0,010)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,002	(0,003)	0,000	(0,013)	-0,003	(0,003)	0,003	(0,014)
	-0,004**	(0,002)	-0,016*	(0,009)	-0,001	(0,002)	-0,015	(0,010)
H6: exporttätig	-0,006***	(0,002)	-0,031***	(0,010)	-0,002	(0,002)	-0,030***	(0,011)
erwarteter Umsatzanstieg	0,004**	(0,002)	0,008	(0,006)	0,003**	(0,001)	0,005	(0,007)
unsichere Umsatzentwicklung	0,004	(0,004)	0,056***	(0,021)	-0,007*	(0,003)	0,062***	(0,021)
Erweiterungsinvestitionen	0,000	(0,002)	0,009	(0,007)	-0,002	(0,001)	0,011	(0,008)
Anteil offener Stellen	0,134***	(0,031)	0,191	(0,130)	0,125***	(0,024)	0,066	(0,128)
guter technischer Stand	-0,001	(0,002)	0,029***	(0,008)	-0,006***	(0,001)	0,036***	(0,008)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,048***	(0,008)	0,003	(0,034)	-0,059***	(0,007)	0,062*	(0,035)
Einbetriebsunternehmen	-0,005***	(0,002)	0,010	(0,008)	-0,009***	(0,002)	0,018**	(0,008)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.643,57***							
Log-Likelihood	-10.024,11							
Beobachtungen	19.623							
Betriebe	8.388							

*, **, *** signifikant auf 10%--, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikat.).

Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Die Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgrößen.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Um zu verdeutlichen, in welchem Maße die Schätzergebnisse von der Wahl des Schwellenwerts abhängen, werden die Ergebnisse für sämtliche einheitlichen Schwellenwerte in Tabelle 5.40, für die branchenspezifischen Schwellenwerte in Tabelle 5.41 zusammengefasst.⁹⁴ Es werden jeweils die im Absolutwert kleinsten und größten geschätzten marginalen Effekte (ME_{\min} und ME_{\max}) angegeben, sofern sie für wenigstens drei der fünf einheitlichen (branchenspezifischen) Schwellenwerte mindestens auf dem 10%-Niveau signifikant sind. Daneben wird dargestellt, ob sich die absolute Effektstärke mit steigender Intensivnutzerschwelle erhöht (+) oder verringert (–). Somit kann nicht nur aufgezeigt werden, welche (signifikanten) Effekte robust gegenüber Schwellenwertänderungen sind, sondern auch wie stark und in welcher Weise die Größe des Effekts von der Intensivnutzerdefinition abhängt.

Hinsichtlich des Motivs der Verringerung der Arbeitskosten (H1) ist festzustellen, dass sich für Intensivnutzerbetriebe wie erwartet ein signifikant positiver Lohneffekt auf die Nutzungsintensität ergibt, und zwar für sämtliche verwendeten Schwellenwerte. Mit einem Anstieg der monatlichen Lohnsumme um Tausend Euro pro Beschäftigten erhöht sich der Leihbeschäftigtenanteil um etwa 5 Prozentpunkte im Falle der 20%-Schwelle und lediglich um 2,1 Prozentpunkte bei Verwendung der branchenbezogenen Schwelle am 83%-Perzentils. Die Stärke des Lohneffekts erhöht sich mit steigendem Schwellenwert auf bis zu 7,4 Prozentpunkte im Falle der 25%-Schwelle, auf bis zu 5,9 Prozentpunkte im Falle der branchenbezogenen Schwelle am 95%-Perzentil. Für Betriebe mit moderater Nutzung ergibt sich hingegen ein hoch signifikant negativer Lohneffekt unabhängig von der Wahl des Schwellenwerts. Dieser fällt jedoch betragsmäßig relativ klein aus und verringert sich weiter mit steigendem Schwellenwert. Ferner ist auch die Differenz des Lohneffekts zwischen beiden Nutzergruppen hoch signifikant positiv und liegt im Falle der 20%-Schwelle bei 5,7 Prozentpunkten.

⁹⁴Die detaillierten Ergebnisse sind im Anhang in den Tabellen C.41-C.48 dargestellt.

Tabelle 5.40: Schätzergebnisse der FA2-Modelle (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der fünf einheitlichen Schwellenwerte, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	alle Nutzer		Intensivnutzer		Nichtintensivnutzer		Differenz	
	ME _{min}	ME _{max}	ME _{min}	ME _{max}	ME _{min}	ME _{max}	ME _{min}	ME _{max}
H1: Lohnniveau	○		○		○		○	
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,016***	0,024***	0,028***	0,074***	-0,005***	-0,009***	0,038***	0,079***
		+		+		+		+
			0,069***	0,150***	0,007*	0,017***	0,062***	0,132***
H2: Anteil befristet Beschäftigter	○		○		○		○	
			0,092***	0,140**			0,114***	0,145**
H3: Tarifbindung	○		○		○		○	
			0,022**	0,074***	+		0,023**	0,075***
H4: Betriebsrat	○		○		○		○	
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	○		○		○		○	
H6: exporttätig	-0,005**	-0,008***	+	-0,042***	-0,068***	+/-	○	-0,043***
								-0,063**
								+/-
erwarteter Umsatzanstieg	0,003**	0,005***	+/-		0,002**	0,005***	+	○
unsichere Umsatzentwickl.	○		○		-0,007*	-0,009***	-	0,056**
Erweiterungsinvestitionen	○							○
Anteil offener Stellen	0,074**	0,106***	+/-	0,243*	0,056**	0,101***	+/-	○
guter technischer Stand	○		○		0,061***	-0,006***	-	0,042***
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,027***	-0,037***	+/-	0,148***	0,265***	-0,049***	+/-	0,109***
Einbetriebsunternehmen	-0,004**	-0,005***	-	0,017*	0,060***	-0,009***	-	0,026***
								0,065***
								+

*, **, *** signifikant auf 10%, 5%, 1%-Niveau. ○ geschätzte marginale Effekte sind für weniger als drei Schwellenwerte signifikant. +, -, +/- Absolutwert des marginalen Effekts steigt, sinkt, verändert sich uneinheitlich mit steigendem Schwellenwert. Die detaillierten Schätzergebnisse sind im Anhang in den Tabellen C.41-C.44 dargestellt. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle 5.41: Schätzergebnisse der FA2-Modelle (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der branchenspezifischen Schwellenwerte an fünf Perzentilen, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	alle Nutzer			Intensivnutzer			Nichtintensivnutzer			Differenz		
	ME _{min}	ME _{max}		ME _{min}	ME _{max}		ME _{min}	ME _{max}		ME _{min}	ME _{max}	
H1: Lohnniveau	-0,003**	-0,005***	+/-	0,009***	0,059***	+	-0,007***	-0,010***	+/-	0,019***	0,066***	+
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,014***	0,029***	+/-	0,046***	0,118***	+	o	o		0,047***	0,093**	+
H2: Anteil befristet Beschäftigter	o	o		0,065***	0,112***	+	-0,019*	-0,025***	+/-	0,089***	0,128***	+/-
H3: Tarifbindung	o	o		o	o		o	o		o	o	
H4: Betriebsrat	o	o		o	o		o	o		o	o	
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	o	o		o	o		o	o		o	o	
H6: exporttätig	-0,004**	-0,008***	+	-0,023***	-0,060**	+	o	o		-0,026***	-0,053**	+
erwarteter Umsatzanstieg	0,004**	0,007***	+	o	o		0,003**	0,008***	+	o	o	
unsichere Umsatzentwickl.	o	o		0,030**	0,087*	+	-0,007*	-0,008***	-	0,038***	0,085*	+
Erweiterungsinvestitionen	o	o		o	o		o	o		o	o	
Anteil offener Stellen	0,060**	0,135**	+	0,015***	0,038**	+	0,125***	0,183***	+/-	o	o	
guter technischer Stand	o	o		o	o		-0,008***	-0,006***	-	0,022***	0,041**	+/-
Anteil atypischer Beschäftigter	-0,039***	-0,056***	+	o	o		-0,049***	-0,068***	+	0,051**	0,287***	+
Einbetriebsunternehmen	-0,004*	-0,006***	+/-	o	o		-0,009***	-0,004*	-	0,015**	0,034*	+

* **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. o geschätzte marginale Effekte sind für weniger als drei Schwellenwerte signifikant. +, -, +/- Absolutwert des marginalen Effekts steigt, sinkt, verändert sich uneinheitlich mit steigendem Schwellenwert. Die detaillierten Schätzergebnisse sind im Anhang in den Tabellen C.45-C.48 dargestellt. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Auch im Hinblick auf den Anteil der einfachen Tätigkeiten sind signifikante Unterschiede zwischen beiden Nutzergruppen festzustellen. Zwar erhöht sich mit zunehmendem Anteil einfacher Tätigkeiten die Nutzungsintensität signifikant in beiden Nutzergruppen, wenn man einheitliche Schwellenwerte zugrunde legt. Allerdings zeigt sich, dass die Intensität wie erwartet unter Intensivnutzern signifikant stärker zunimmt als unter Betrieben mit moderater Nutzung. Legt man die 20%-Schwelle zugrunde, so ist eine Erhöhung des Anteils an Beschäftigten mit einfachen Tätigkeiten um 10 Prozentpunkte in Intensivnutzerbetrieben mit einem Anstieg des Leihbeschäftigtenanteils um mehr als einen Prozentpunkt verbunden, während die Nutzungsintensität in Betrieben mit moderater Nutzung lediglich um etwa 0,13 Prozentpunkte ansteigt. Unabhängig davon, ob einheitliche oder branchenbezogene Schwellenwerte gewählt werden, vergrößert sich der Effekt innerhalb der Gruppe der Intensivnutzer mit steigendem Schwellenwert. Der positive Effekt bezogen auf die Nichtintensivnutzer ist bei Verwendung branchenbezogener Schwellenwerte lediglich für die beiden obersten Perzentile signifikant positiv.

Insgesamt sprechen die Ergebnisse für die Hypothese, dass Leiharbeit in einigen Betrieben intensiv zur Verringerung der betrieblichen Arbeitskosten eingesetzt wird. Der positive Lohneffekt bei Intensivnutzerbetrieben lässt sich alternativ jedoch auch damit erklären, dass Betriebe, in denen Überstunden in hohem Umfang geleistet und ausbezahlt werden, Leiharbeit aufgrund ausgeschöpfter interner Instrumente intensiver nutzen als Betriebe, die noch über weitere Überstundenkapazitäten verfügen und deren Lohnsumme in geringerem Maße entsprechende Ausgleichszahlungen enthält. Allerdings zeigen die bivariaten Auswertungen von Bellmann/Kühl (2007: 37f.), dass Überstunden in Betrieben mit intensiver Nutzung seltener geleistet werden als in moderat nutzenden Betrieben. Zweitens haben Betriebe, die eine Ausbezahlung und ggf. Zuschläge für geleistete Mehrarbeit vorsehen, einen höheren Anreiz, auf Leiharbeit zurückzugreifen als Betriebe, für die der Einsatz von Überstunden kostengünstiger ausfällt (vgl. Hagen/Boockmann 2002: 206).

Kostenvorteile der Leiharbeit gegenüber dem Einsatz von Überstunden können demnach den negativen Einfluss des Lohnniveaus auf die Nutzungsintensität erklären. So ist vorstellbar, dass Betriebe, die hohe Zuschläge für Überstunden vorsehen, stärker auf Leiharbeit setzen als Betriebe, deren Lohnniveau sich aufgrund der Ausbezahlung von relativ kostengünstigen Überstunden erhöht. Zwar sprechen die Ergebnisse des Robustheitstests für den Zeitraum 2005-2008 gegen einen Einfluss geleisteter Überstunden und deren Ausgleich auf die Nutzungsintensität. Allerdings deuten sowohl die Ergebnisse für das Jahr 2002 als auch die Befunde von Pfeifer (2006) darauf hin, dass stärker auf Leiharbeit zurückgegriffen wird, wenn Überstunden abgegolten werden. Einen zweiten Erklärungsansatz für den negativen Lohneffekt in Nichtintensivnutzerbetrieben bietet das duale Arbeitsmarktmodell von Rebitzer/Taylor (1991). Demzufolge sinkt der Effizienzlohn in Betrieben, die durch die Schaffung einer flexiblen Randbelegschaft das Entlassungsrisiko reduzieren können (vgl. Abschnitt 3.4.2). Der negative Lohneffekt wäre folglich auf eine umgekehrte Kausalität zurückzuführen. Da allerdings fraglich ist, ob sich aus der Erhöhung der Nutzungsintensität und der damit einhergehenden Vergrößerung der Randbelegschaft eine weitere Verringerung des Lohnaufschlags erreichen lässt, muss dieser Erklärungsansatz als wenig plausibel eingeschätzt werden.⁹⁵

Bislang zeigt von den zweistufigen Modellen insbesondere das Doppelhürdenmodell an, dass Leiharbeit ergänzend zu befristeter Beschäftigung eingesetzt wird, möglicherweise um Entlassungskosten zu vermeiden (H2). Schätzt man für Intensiv- und Nichtintensivnutzer getrennte Effekte, ergibt das FA2-Modell für sämtliche Schwellenwerte (ausgenommen der branchenbezogenen Schwelle am 95%-Perzentil), dass sich die Nutzungsintensität mit steigendem Anteil befristet Beschäftigter ausschließlich in Intensivnutzerbetrieben signifikant erhöht. Nimmt der Anteil befristet Beschäftigter um zehn Prozentpunkte zu, wächst die Nutzungsintensität um etwa einen Prozentpunkt bei Verwendung der 20%-Schwelle und der branchenbezogenen

⁹⁵Wie bereits in Abschnitt 5.1.1 diskutiert, kann eine Endogenität der erklärenden Variablen nicht ausgeschlossen werden. Der Ausschluss der Lohnvariablen aus der Schätzgleichung führt jedoch zu keinen substanziellen Veränderungen bezüglich Signifikanz und Richtung der geschätzten Koeffizienten.

Schwelle am 83%-Perzentil. Wie für das Lohnniveau und den Anteil einfacher Tätigkeiten gilt auch hier, dass die Stärke des Effekts mit steigendem Schwellenwert zunimmt. Weshalb sich auf Basis des FA2-Modells ein für beide Nutzergruppen gemeinsamer Effekt dennoch nicht nachweisen lässt, wird ebenfalls sichtbar. So ergibt sich für die Mehrheit der branchenspezifischen sowie für zwei der fünf einheitlichen Schwellenwerte ein signifikant negativer Effekt bezogen auf Betriebe mit moderater Nutzung. Folglich wird Leiharbeit in diesen Betrieben eher substitutiv zu befristeten Beschäftigungsverhältnissen eingesetzt.

Insgesamt spricht dieses Ergebnis für die Hypothese, dass Betriebe mit intensiver Nutzung eine Vermeidung potenzieller Entlassungskosten beabsichtigen, da sie gleichzeitig auch verstärkt auf befristete Beschäftigung zurückgreifen. Allerdings ist einzuräumen, dass der komplementäre Einsatz beider Beschäftigungsformen in Intensivnutzerbetrieben auch auf einen kurzzeitig höheren Personalbedarf zurückgeführt werden kann, der sich in einer stärkeren Nachfrage nach beiden Beschäftigungsformen widerspiegelt. Befunde bisheriger Arbeiten weisen jedoch darauf hin, dass Leiharbeit eher nachrangig zu befristeter (sowie auch zu Teilzeit- und geringfügiger) Beschäftigung eingesetzt wird, um einen temporären auslastungsbedingten Arbeitskräftebedarf abzudecken (vgl. z. B. Promberger 2006: 87).⁹⁶

Bislang liegen nur schwache Anhaltspunkte dafür vor, dass Leiharbeit zur Umgehung tariflicher Regelungen (H3) eingesetzt wird. So ist bezüglich der Tarifbindung ein gemeinsamer Effekt beider Nutzergruppen für den Zeitraum 2005-2008 statistisch kaum nachzuweisen. Die Schätzung getrennter Effekte deckt jedoch signifikante Unterschiede zwischen Intensivnutzern und Betrieben mit moderater Nutzung auf. Während sich für die letztere Gruppe übereinstimmend für alle Schwellenwerte kein erkennbarer Effekt zeigt, ergibt sich für alle einheitlichen Schwellenwerte, dass tarifgebundene Intensivnutzer signifikant höhere Leihbeschäftigtenanteile aufweisen als

⁹⁶Betrachtet man den geschätzten marginalen Effekt bezüglich des Anteils der sonstigen atypisch Beschäftigten im Betrieb, so fällt auf, dass sich (zumindest auf Grundlage der einheitlichen Schwellenwerte) im Gegensatz zu Betrieben mit moderater Nutzung hier ebenfalls ein positiver Zusammenhang zwischen der Nachfrage nach Leiharbeit und anderen atypischen Beschäftigungsformen zeigt.

Intensivnutzer, die nicht einem Branchentarifvertrag unterliegen. Legt man die 20%-Schwelle zugrunde, beträgt die Differenz immerhin 3,7 Prozentpunkte. Für geringere Schwellenwerte schwächt sich der Effekt ab. Auch wenn sich bei Verwendung branchenbezogener Schwellenwerte keine Unterschiede zwischen beiden Nutzergruppen zeigen, weist dieses Ergebnis doch darauf hin, dass Leiharbeit intensiv genutzt wird, um tarifliche Regelungen zu unterlaufen.

Hinsichtlich des Einflusses des Betriebsrats auf die Nutzungsintensität (H4) unterscheiden sich Intensivnutzer von Betrieben mit moderater Nutzung offenbar kaum. So bestehen lediglich bei Verwendung der branchenbezogenen Schwelle am 70%-Perzentil Anzeichen dafür, dass Betriebsräte in Betrieben mit moderaten Leihbeschäftigtenanteilen einer stärkeren Nutzung entgegenwirken. Dieser Effekt ist jedoch relativ schwach und knapp auf dem 5%-Niveau signifikant. Zudem ist ein Unterschied der Effekte zwischen Intensiv- und Nichtintensivnutzern statistisch nicht nachzuweisen.

Wie für die vorangegangenen Untersuchungen lassen sich auch hier keinerlei Hinweise dafür finden, dass Leiharbeit zur Steigerung des Unternehmenswerts (H5) stärker in Kapitalgesellschaften oder in Betrieben in ausländischer Hand eingesetzt wird. So sind etwaige Unterschiede hinsichtlich der Rechtsform und der Eigentumsverhältnisse für die Mehrheit der Schwellenwerte insgesamt nicht festzustellen, weder innerhalb der Gruppe der Intensivnutzer noch unter Betrieben mit moderater Nutzung. Vereinzelt zeigt sich jedoch für Betriebe mit intensiver Nutzung, dass Betriebe in ausländischem Eigentum einen signifikant geringeren Leihbeschäftigtenanteil aufweisen als inländische Betriebe mit intensiver Nutzung.

Deutliche Unterschiede zwischen beiden Nutzergruppen sind im Hinblick auf den Einfluss der Exporttätigkeit erkennbar. Während der signifikant negative, gemeinsame Effekt auf eine geringere Nutzung in exporttätigen Betrieben hinweist, zeigt sich nun, dass dieser Effekt allein auf Unterschiede zwischen Exporteuren und Nichtexporteuren im oberen Bereich der Intensitätsverteilung zurückzuführen ist. So ist für sämtliche Schwellenwerte festzustellen, dass exporttätige Intensivnutzer signifikant

geringere Leihbeschäftigtenanteile aufweisen als nicht exportierende Betriebe mit intensiver Nutzung. Der Unterschied im Anteil der Leihbeschäftigten beträgt bei Verwendung der 20%-Schwelle immerhin 4,8 Prozentpunkte. Auf Basis der branchenbezogenen Schwellen ist bei steigendem Schwellenwert zudem eindeutig eine Zunahme des Effekts festzustellen. Für Betriebe mit moderater Nutzung ist ein signifikant negativer Effekt erst dann erkennbar, wenn jeweils der höchste Schwellenwert gewählt wird. Für die niedrigste branchenbezogene Schwelle am 70%-Perzentil ergibt sich hingegen ein positiver Effekt. Bezogen auf den Bereich der moderaten Leiharbeitsnutzung könnte dies den Ansatz von Rodrik (1997) und damit auch die üblicherweise vertretene Auffassung bestätigen, wonach Exporteure stärker als nicht exportierende Betriebe auf Leiharbeit zurückgreifen. Die festgestellten Unterschiede zwischen Betrieben mit intensiver Nutzung unterstützen dagegen eindeutig die Ergebnisse der neueren Außenhandelstheorie (vgl. z. B. Bernard et al. 2003, Melitz 2003) und sprechen dafür, dass Betriebe, die aufgrund ihrer relativ geringen Produktivität nicht exportieren, Leiharbeit intensiv zur Verbesserung ihrer Wettbewerbsfähigkeit (H6) nutzen.

Neben strategischen könnten auch reaktive Motive dafür entscheidend sein, dass Leiharbeit intensiv genutzt wird. Es zeigt sich aber, dass reaktive Motive die Intensität im oberen Bereich der Verteilung nur eingeschränkt erklären können. Während Betriebe mit moderater Nutzung Leiharbeit signifikant stärker nachfragen, wenn sie einen Umsatzanstieg erwarten, kann für Intensivnutzer übereinstimmend für sämtliche Schwellenwerte kein entsprechender Effekt festgestellt werden. Der Unterschied zwischen den Nutzergruppen ist allerdings nicht signifikant. Daneben zeigt sich, dass Intensivnutzer signifikant höhere Leihbeschäftigtenanteile aufweisen, wenn Unsicherheit über die zukünftige Umsatzentwicklung herrscht. Dies legen alle branchenbezogenen und die Mehrheit der einheitlichen Schwellen nahe. Dass ein gemeinsamer Effekt für beide Nutzergruppen nicht festgestellt werden kann, ist darauf zurückzuführen, dass sich für Betriebe mit moderater Nutzung der gegenteilige Effekt zeigt. Sie nutzen Leiharbeit im Falle einer unsicheren Umsatzentwicklung mit signifikant geringerer Intensität. Hinsichtlich des Einsatzes von Leiharbeit zur Überbrückung

von Personalproblemen oder zur Durchführung investitionsbedingter Umstrukturierungen bestehen keine erkennbaren Unterschiede zwischen Intensivnutzern und anderen Nutzerbetrieben.

Zusammengefasst lassen sich deutliche Hinweise dafür finden, dass sich die Relevanz der strategischen Motive weitgehend auf Betriebe im oberen Bereich der Intensitätsverteilung beschränkt. So zeigt sich für sämtliche Schwellenwerte, dass das Lohnniveau ausschließlich in Betrieben mit intensiver Nutzung einen positiven Einfluss auf die Nutzungsintensität hat. Bezüglich des Anteils einfacher Tätigkeiten ist ein stärkerer positiver Effekt in Intensivnutzerbetrieben festzustellen. Damit bestätigen sich die bisherigen Ergebnisse im Hinblick auf den Einsatz von Leiharbeit zur Verringerung der Arbeitskosten insbesondere für Intensivnutzer. Weiter zeigt sich ein positiver Zusammenhang zwischen dem Anteil befristet Beschäftigter und der Nutzungsintensität, allerdings ausschließlich für Betriebe mit intensiver Nutzung. Damit bestehen Anzeichen dafür, dass Leiharbeit intensiv genutzt wird, um potenzielle Entlassungskosten zu vermeiden. Darüber hinaus zeigt sich zumindest für sämtliche einheitlichen Schwellenwerte, dass Leiharbeit unter Intensivnutzern stärker von tarifgebundenen Betrieben nachgefragt wird. Dies kann als Hinweis dafür gewertet werden, dass Leiharbeit intensiv zur Umgehung der Tarifbindung genutzt wird. Unterschiede zwischen den Nutzerbetrieben im Hinblick auf den Einfluss des Betriebsrats lassen sich nicht feststellen. Ferner ergeben sich keine Hinweise dafür, dass Leiharbeit intensiv zur Steigerung des Unternehmenswerts eingesetzt wird. Hinsichtlich des Einflusses der betrieblichen Exporttätigkeit ist schließlich festzustellen, dass Exporteure allein im oberen Bereich der Intensitätsverteilung signifikant geringere Leihbeschäftigtenanteile aufweisen als nicht exporttätige Betriebe. Dies kann als Indiz dafür gewertet werden, dass in nicht exporttätigen und damit möglicherweise in weniger produktiven Betrieben eine intensive Nutzung zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit stattfindet.

5.3 Zusammenfassung

In diesem Kapitel wurde die Relevanz der strategischen Einsatzmotive im Hinblick auf die Nutzungsintensität untersucht. Hierzu wurden verschiedene mikroökonomische Modelle herangezogen. Insgesamt weisen die Schätzergebnisse darauf hin, dass einige strategische Motive für die Nutzungsintensität entscheidend sind.

Für den Hauptuntersuchungszeitraum 2005-2008, der Aufschwungphase im Anschluss an die Lockerung des AÜG, ergeben sich deutliche Hinweise dafür, dass Leiharbeit zur Verringerung der Arbeitskosten eingesetzt wird. So zeigt sich bezüglich des Anteils der Stammbeschäftigten, die einfache Tätigkeiten ausüben, ein wie erwartet positiver Effekt, der auf die Nutzung von Kostenvorteilen der Leiharbeit insbesondere im Bereich der un- und angelernten Tätigkeiten hindeutet. Ein positiver Einfluss des Lohnniveaus ist zwar nicht eindeutig für die Gesamtheit der Nutzerbetriebe, wohl aber für Betriebe mit intensiver Nutzung festzustellen. Gewinn- oder Kapitalbeteiligungen haben (bezogen auf alle Nutzerbetriebe) offenbar keinen Einfluss auf den Anteil der Leihbeschäftigten im Betrieb. Des Weiteren bestehen Anzeichen dafür, dass Leiharbeit zur Vermeidung von Entlassungskosten eingesetzt wird. So ist bezüglich des Anteils befristet Beschäftigter ein positiver Effekt auf die Nutzungsintensität erkennbar, der nahe legt, dass neben Leiharbeit auch auf befristete Beschäftigungsverhältnisse zurückgegriffen wird, um potenzielle Entlassungskosten zu minimieren. Zudem bestätigt sich der positive Zusammenhang für Intensivnutzer, nicht aber für Betriebe mit moderater Nutzung. Schwache Anhaltspunkte ergeben sich dafür, dass Leiharbeit zur Umgehung der Tarifbindung eingesetzt wird. Während bezogen auf alle Nutzerbetriebe lediglich für wenige Modellspezifikationen ein schwach signifikant positiver Einfluss der Tarifbindung zu beobachten ist, zeigt sich bei getrennter Betrachtung von Betrieben mit intensiver und moderater Nutzung, dass Leiharbeit stärker von tarifgebundenen als von anderen Betrieben mit intensiver Nutzung nachgefragt wird. Für einen Einfluss des tariflichen Lohnniveaus bezogen auf alle Nutzerbetriebe lassen sich keinerlei Hinweise finden. Darüber

hinaus besteht lediglich schwache Evidenz dafür, dass Betriebe mit übertariflicher Entlohnung Leiharbeit mit höherer Intensität einsetzen. Ferner kann ein Einfluss des Betriebsrats auf die Nutzungsintensität nicht festgestellt werden. Weiter ergeben sich keinerlei Hinweise darauf, dass Leiharbeit aufgrund einer zunehmenden Kapitalmarktorientierung zur Steigerung des Unternehmenswerts eingesetzt wird. Entgegen der häufig vertretenen Auffassung, vor allem Exporteure seien aufgrund des Wettbewerbsdrucks verstärkt auf Leiharbeit angewiesen, zeigt sich für die zweistufigen Modelle, dass Exporteure Leiharbeit zwar häufiger, jedoch mit deutlich geringerer Intensität einsetzen als nicht exportierende Betriebe. Folgt man der neueren Außenhandelstheorie, handelt sich es um Betriebe, die aufgrund ihrer geringen Produktivität nicht exportieren und einem hohen wettbewerbsbedingten Kostendruck ausgesetzt sind. Die Analyse der Unterschiede zwischen Intensivnutzern und Betrieben mit moderater Nutzung zeigt weiter, dass Exporteure allein im oberen Bereich der Intensitätsverteilung signifikant geringere Leihbeschäftigtenanteile aufweisen.

Die Ergebnisse für den Zeitraum 2009-2011 legen nahe, dass der Einsatz von Leiharbeit zur Verringerung der Arbeitskosten, ungeachtet der Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009, gegenüber der Aufschwungphase 2005-2008 erheblich an Bedeutung gewonnen hat. Anders als für die Vorperiode bestätigt sich nun auch auf Basis eines zweistufigen Modells, dass sich die Nutzungsintensität mit steigendem Lohnniveau erhöht. Zudem zeigen sich deutlich stärkere Effekte bezüglich des Anteils einfacher Tätigkeiten als noch für den Zeitraum 2005-2008. Ähnlich wie für die Vorperiode sprechen die Ergebnisse bezüglich des Anteils befristet Beschäftigter für den Einsatz von Leiharbeit zur Vermeidung von Entlassungskosten. Entgegen der Vermutung, dass Leiharbeit zur Umgehung der Tarifbindung genutzt wird, zeigt sich, dass tarifgebundene Betriebe weniger stark auf Leiharbeit zurückgreifen als andere Betriebe. Wie für die Vorperiode liefern die Ergebnisse keine Anhaltspunkte dafür, dass Betriebsräte die Nutzungsintensität beeinflussen oder Leiharbeit zur Steigerung des Unternehmenswerts eingesetzt wird. Darüber hinaus bestätigen sich die Befunde des vorangegangenen Zeitraums bezüglich der Nutzung zur Verbesserung der Wett-

bewerbsfähigkeit. Hier zeigt sich auch, dass stärker auf Leiharbeit zurückgegriffen wird, wenn Betriebe einem hohen Wettbewerbsdruck ausgesetzt sind.

Die Ergebnisse für das Vorreformjahr 2002 deuten darauf hin, dass Kostenvorteile der Leiharbeit im Bereich der un- und angelernten Tätigkeiten bereits vor der Lockerung des AÜG genutzt wurden. Vor dem Hintergrund, dass Lohnunterschiede zwischen Leih- und Stammbeschäftigten nachweislich schon früher bestanden (vgl. z. B. Kvasnicka/Werwatz 2003) und die Inhalte der Reform bereits im Jahr 2002 bekannt waren, erscheint dies plausibel. Da sich der positive Einfluss des Anteils einfacher Tätigkeiten auf die Nutzungsintensität jedoch in der Folgezeit erhöht, ist davon auszugehen, dass die Bedeutung des Arbeitskostenmotivs im Anschluss an die Lockerung des AÜG zugenommen hat. Im Gegensatz zur Nachreformphase lassen sich keine Hinweise für den Einsatz von Leiharbeit zur Vermeidung von Entlassungskosten finden. Damit ist zu vermuten, dass erst der reformbedingte Wegfall einiger Einsatzbeschränkungen zu einer Etablierung dieses Einsatzmotivs geführt hat. Für eine Umgehung der Tarifbindung liegen keine Anhaltspunkte vor. Insgesamt gesehen deuten die Ergebnisse zur Tarifbindung darauf hin, dass die Deregulierung in tarifgebundenen Betrieben zunächst zu einer vergleichsweise hohen Leiharbeitsnachfrage beitrug, tarifliche Beschränkungen in der Folgezeit aber zu einer Verringerung der Nutzungsintensität (relativ zu Betrieben ohne Tarifbindung) geführt haben. Anders als für die untersuchten Folgezeiträume bestehen schwache Anzeichen für einen negativen Einfluss des Betriebsrats auf das Ausmaß der Leiharbeitsnutzung. Für die Hypothese, dass Leiharbeit zur Steigerung des Unternehmenswerts genutzt wird, lassen sich auch für das Vorreformjahr keine Hinweise finden. Die für die Folgezeiträume aufgedeckten Unterschiede zwischen Betrieben mit und ohne Exportaktivitäten sind für das Vorreformjahr ebenfalls feststellbar.

Insgesamt betrachtet sprechen die Ergebnisse dafür, dass Leiharbeit als Instrument zur gezielten Kostensenkung infolge der Lockerung des AÜG an Bedeutung gewonnen hat. So bestehen deutliche Anzeichen dafür, dass Leiharbeit seitdem verstärkt zur Verringerung der Arbeitskosten und auch zur Vermeidung von Entlassungskosten

eingesetzt wird. Diesbezüglich können die Ergebnisse der qualitativen Studien von Promberger (2006: 89 ff.) und Holst et al. (2009), die in den untersuchten Fallbetrieben mit strategischer Nutzung eine entsprechende Motivation vorfinden, bestätigt werden. Dass auch eine Umgehung von Tarifvereinbarungen angestrebt wird, dafür lassen sich lediglich schwache Anhaltspunkte für den Zeitraum 2005-2008 finden. Darüber hinaus sind, anders als bei Holst et al. (2009), keinerlei Anzeichen für den Einsatz von Leiharbeit zur Steigerung des Unternehmenswerts erkennbar, wohl aber für eine intensive Nutzung zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit.

6 Empirische Analyse von betrieblichen Determinanten der dauerhaft intensiven Nutzung

Im vorangegangenen Kapitel wurde aufgezeigt, dass einige Motive der strategischen Nutzung für die Nutzungsintensität entscheidend sind. Da Betriebe im Falle einer strategischen Nutzung typischerweise beständig hohe Anteile an Leihbeschäftigten aufweisen, wird im Folgenden für den Zeitraum 2005-2008 untersucht, welche der strategischen Motive für die Entscheidung über eine *dauerhaft* intensive Nutzung relevant sind. Zunächst werden die Methoden beschrieben, die zur Überprüfung der diesbezüglichen Hypothesen herangezogen werden. Anschließend werden die Schätzergebnisse vorgestellt.

6.1 Ökonometrische Methoden

Mit der betrieblichen Entscheidung für oder gegen eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung liegt eine binäre abhängige Variable $y_{i,t \rightarrow t+2}$ vor, die den *Nutzertyp* angibt (vgl. auch Abschnitt 4.2.2). Sie nimmt den Wert eins an, wenn ein Nutzerbetrieb i in drei aufeinander folgenden Perioden $t \rightarrow t+2$ im untersuchten Zeitraum 2005-2008 als Intensivnutzer klassifiziert wird (Strategienutzer), andernfalls weist sie den Wert null auf (Reaktivnutzer). Um die Relevanz der beschriebenen Hypothesen zu überprüfen, werden drei nichtlineare Modelle der binären Wahl verwendet, nämlich das gepoolte Probit-Modell, das *Random Effects* Probit-Modell und das

CRE Probit-Modell. Diese Modelle werden im Folgenden näher vorgestellt, wobei überwiegend auf die Notation von Wooldridge (2010b) zurückgegriffen wird.

Mit \mathbf{x}_{it} als $1 \times k$ Vektor der erklärenden Variablen ($x_1 \equiv 1$) und $\boldsymbol{\beta}$, dem zu schätzenden $k \times 1$ Parametervektor, ist das Probit-Modell gegeben durch

$$P(y_{i,t \rightarrow t+2} = 1 | \mathbf{x}_{it}) = \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta}) \quad (6.1)$$

(vgl. z. B. Wooldridge 2010b: 566).

Damit wird zur Modellierung der Entscheidung über eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung die Standardnormalverteilung $\Phi(\cdot)$ herangezogen.

Die Schätzung von $\boldsymbol{\beta}$ erfolgt gepoolt mittels der partiellen Maximum-Likelihood-Methode¹, wobei unterstellt wird, dass die zum Zeitpunkt t im Stichprobenumfang N_t enthaltenen Betriebe unabhängig und identisch verteilt sind. Der Log-Likelihoodbeitrag eines Stichprobenbetriebs i berechnet sich aus der Summe der zeitpunktbezogenen Beiträge:

$$\ell_i(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{t=1}^2 [y_{i,t \rightarrow t+2} \ln [\Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta})] + (1 - y_{i,t \rightarrow t+2}) \ln [1 - \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta})]]. \quad (6.2)$$

Die Maximierung der gepoolten Log-Likelihoodfunktion $L(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^N \ell_i(\boldsymbol{\beta})$ liefert $\hat{\boldsymbol{\beta}}$, den gepoolten Schätzer für $\boldsymbol{\beta}$. Bei korrekter Modellspezifikation ist $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ mit $N \rightarrow \infty$ konsistent und asymptotisch normalverteilt (vgl. Wooldridge 2010b: 489). Es werden Standardfehler geschätzt, die gegenüber serieller Korrelation in den Gradienten der Log-Likelihoodfunktion robust sind (vgl. z. B. Guilkey/Murphy 1993).

Sofern keine unbeobachtete Heterogenität zwischen den Betrieben herrscht, weist der gepoolte Schätzer wünschenswerte Eigenschaften auf, ohne dass besonders restriktive Annahmen notwendig sind. Im Falle unbeobachteter Heterogenität ist er jedoch nicht mehr effizient und möglicherweise sogar inkonsistent (vgl. Wooldridge 2010b:

¹Siehe Abschnitt 5.1.2 dieser Arbeit und Wooldridge (2010b: 486 ff., 710) für weitere Informationen. Zur Maximierung der Log-Likelihoodfunktion wird der Newton–Raphson-Algorithmus verwendet (vgl. Gould et al. 2010: 16 ff.).

482 ff.). Aus diesem Grund sollen neben dem gepoolten zwei weitere Probit-Modelle herangezogen werden, die die Berücksichtigung latenter, betriebsspezifischer Effekte erlauben.²

Das Probit-Modell mit zeitkonstantem unbeobachteten Effekt c_i kann geschrieben werden als

$$P(y_{i,t \rightarrow t+2} = 1 | \mathbf{x}_{it}, c_i) = \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i) \quad (6.3)$$

(vgl. z. B. Wooldridge 2010b: 611).

Um $\boldsymbol{\beta}$ zu identifizieren, wird zunächst der gewöhnliche *Random Effects*-Ansatz (RE) gewählt. Zur konsistenten Schätzung von $\boldsymbol{\beta}$ sind drei Annahmen erforderlich (vgl. Wooldridge 2010b: 610 ff.). Es wird erstens angenommen, dass die erklärenden Variablen $\mathbf{x}_i \equiv \{\mathbf{x}_{i,t=1}, \mathbf{x}_{i,t=2}\}$ strikt exogen sind bedingt auf den unbeobachteten Effekt c_i . Folglich dürfen vergangene und zukünftige Werte der erklärenden Variablen in \mathbf{x}_i keinen Einfluss auf die Entscheidung über eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung zum Zeitpunkt t haben, wenn die betrieblichen Eigenschaften \mathbf{x}_{it} und der unbeobachtete Effekt c_i kontrolliert werden. Zweitens muss die Entscheidung über die Art der Leiharbeitsnutzung als unabhängig von vergangenen und zukünftigen Entscheidungen angenommen werden, sobald \mathbf{x}_i und c_i gegeben sind. Und drittens muss unterstellt werden, dass der unbeobachtete Effekt c_i unabhängig von \mathbf{x}_i normalverteilt ist mit Erwartungswert null und Varianz σ_c^2 :

$$c_i | \mathbf{x}_i \sim N(0, \sigma_c^2). \quad (6.4)$$

Um $\boldsymbol{\beta}$ und auch σ_c^2 unter diesen Annahmen schätzen zu können, muss der unbeobachtete Effekt aus der gemeinsamen Dichtefunktion $f(y_{i,t=1 \rightarrow 3}, y_{i,t=2 \rightarrow 4} | \mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}, c_i)$ herausintegriert werden (vgl. Wooldridge 2010b: 613). Die Log-Likelihoodbeiträge $\ell_i(\boldsymbol{\beta}, \sigma_c^2)$ können dann mittels numerischer Integration bestimmt werden. Dazu wird

²Aufgrund der Tatsache, dass zur Konstruktion der abhängigen Variablen auf drei Wellen zurückgegriffen wird, beschränkt sich die Paneldimension auf zwei Perioden, nämlich auf die Wellen 2005 und 2006.

die von Butler/Moffitt (1982) vorgeschlagene Gauss-Hermite-Quadratur verwendet.³ Die approximierte Log-Likelihoodfunktion $L(\boldsymbol{\beta}, \sigma_c^2)$ kann nun über $\boldsymbol{\beta}$ und σ_c^2 maximiert werden. Der resultierende RE-Schätzer $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ ist unter den drei genannten Annahmen konsistent und asymptotisch normalverteilt.

Auf Basis der geschätzten Varianz der unbeobachteten Effekte, $\hat{\sigma}_c^2$, wird überprüft, ob unbeobachtete Heterogenität zwischen den Betrieben besteht. Hierzu wird die relative Bedeutung der unbeobachteten Heterogenität ρ_c mit

$$\hat{\rho}_c = \frac{\hat{\sigma}_c^2}{1 + \hat{\sigma}_c^2} \quad (6.5)$$

geschätzt (vgl. Wooldridge 2010b: 613).⁴ Anhand eines Likelihood-Ratio-Tests wird die Nullhypothese überprüft, dass keine unbeobachtete Heterogenität vorliegt, $H_0: \rho_c = 0$. Kann die Nullhypothese nicht verworfen werden, spricht dies für einen konsistenten und effizienten Schätzer im Falle des gepoolten Ansatzes. Wie Abschnitt 6.2.1 zeigen wird, ist die Nullhypothese jedoch abzulehnen. Somit muss davon ausgegangen werden, dass unbeobachtete Faktoren eine entscheidende Rolle spielen und der RE-Schätzer effizient ist, sofern die drei zur Konsistenz notwendigen Annahmen beibehalten werden können. Demgegenüber hängt die Konsistenz des gepoolten Schätzers im Falle unbeobachteter Heterogenität lediglich von einer dieser Annahmen ab, nämlich der Unabhängigkeit zwischen unbeobachteten Effekten und erklärenden Variablen (vgl. Wooldridge 2010b: 613).

Darüber hinaus wird der von Chamberlain (1980) und Mundlak (1978) vorgeschlagene *Correlated Random Effects*-Ansatz (CRE) herangezogen, der ohne die Annahme seriell unabhängiger Entscheidungen auskommt und zudem ein bestimmtes Maß

³Eine kurze Beschreibung der Gauss-Hermite-Quadratur findet sich bei Greene (2008: 552).

⁴In latenter Variablenform kann die (nicht beobachtbare) Wahrscheinlichkeit für eine dauerhaft intensive Nutzung als $y_{it}^* = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it}$ ausgedrückt werden, wobei mit u_{it} der idiosynkratische, standardnormalverteilte Störterm bezeichnet wird. Damit beträgt die Varianz des zusammengesetzten Störterms $v_{it} \equiv c_i + u_{it}$ unter der Annahme strikter Exogenität $1 + \sigma_c^2$.

an Korrelation zwischen unbeobachteten Effekten und erklärenden Variablen zulässt. Für den unbeobachteten Effekt c_i wird nun die Verteilungsannahme

$$c_i | \mathbf{x}_i \sim N(\psi + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}, \sigma_a^2) \quad (6.6)$$

getroffen, wobei ψ und der Vektor $\boldsymbol{\xi}$ zu schätzende Parameter sind. Demnach darf c_i bedingt auf \mathbf{x}_i im Erwartungswert von den betriebspezifischen Mittelwerten $\bar{\mathbf{x}}_i$ abhängen.⁵ Im Modell (6.3) lässt sich c_i folglich durch $\psi + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi} + a_i$ ersetzen; a_i bezeichnet hierbei den nicht erklärbaren Teil des unbeobachteten Effekts, der annahmegemäß unabhängig von \mathbf{x}_i normalverteilt ist. Damit kann das CRE Probit-Modell geschrieben werden als

$$P(y_{i,t \rightarrow t+2} = 1 | \mathbf{x}_{it}, c_i) = \Phi \left(\frac{\psi + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}}{\sigma_{it}} \right), \quad (6.7)$$

wobei σ_{it}^2 die gemeinsame Varianz des unbeobachteten Effekts und des idiosynkratischen, standardnormalverteilten Störterms u_{it} darstellt, d. h. $\sigma_{it}^2 \equiv 1 + \sigma_c^2$ (Wooldridge 2010b: 615 f.).

$\boldsymbol{\beta}$ und $\boldsymbol{\xi}$ werden analog zum gepoolten Probit-Modell mit der partiellen Maximum-Likelihood-Methode geschätzt. Die Schätzer $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ und $\hat{\boldsymbol{\xi}}$ sind konsistent und asymptotisch normalverteilt unter der Annahme strikter Exogenität, der Verteilungsannahme in (6.6) und bei korrekter funktionaler Form. Mittels eines Wald-Tests wird überprüft, ob die im RE-Modell getroffene Annahme der Unabhängigkeit zwischen erklärenden Variablen und unbeobachteten Effekten beibehalten werden kann. Auf Basis des Schätzers $\hat{\boldsymbol{\xi}}$ wird hierzu die Nullhypothese der Unkorreliertheit beider Größen, $H_0: \boldsymbol{\xi} = 0$, getestet. Im Falle der Ablehnung muss davon ausgegangen werden, dass sowohl das gepoolte Modell als auch das RE-Modell inkonsistente Schätzer liefert.

⁵Vgl. Abschnitt 5.1.2 für eine weiterführende Erläuterung des Ansatzes von Chamberlain (1980) und Mundlak (1978).

Obgleich für etwa drei Viertel der im Datensatz enthaltenen Betriebe Angaben in jeder Welle des Zeitraums 2005-2008 verfügbar sind, sollen selektionsbedingte Verzerrungen ausgeschlossen werden. Hierzu wird die Modellspezifikation – wie im CRE Tobit- und CRE FA1-Modell – an die unbalancierte Struktur des Paneldatensatzes angepasst (vgl. Abschnitt 5.1.2).⁶

Die Ergebnisse der Schätzungen werden im folgenden Abschnitt vorgestellt. Hierbei ist zu berücksichtigen, dass eine kausale Interpretation nicht angebracht ist. Auf Grundlage der Schätzergebnisse lassen sich jedoch Aussagen zum statistischen Zusammenhang zwischen den betrieblichen Faktoren und der Entscheidung für eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung treffen.

6.2 Schätzergebnisse

6.2.1 Basisspezifikation

Insgesamt betrachtet variieren die Schätzergebnisse deutlich mit der Wahl des Modells. Während auf Basis des gepoolten Probit-Modells Hinweise für die Relevanz einiger strategischer Motive bestehen, sind die entsprechenden geschätzten Koeffizienten im RE und CRE Probit-Modell oftmals nicht mehr signifikant. Wie die Testergebnisse zeigen, ist dies auf unbeobachtete Heterogenität zwischen den Betrieben zurückzuführen. So ist die Nullhypothese, dass keine unbeobachtete Heterogenität besteht, $H_0: \rho_c = 0$, auf Basis des RE-Modells für sämtliche Schwellenwerte

⁶Eine ausführliche Beschreibung ist bei Wooldridge (2010a: 22 ff.) zu finden. Entgegen seiner Empfehlung wurde auf die explizite Modellierung der Heteroskedastizität verzichtet, da in diesem Fall keine Konvergenz des Likelihoodverfahrens erreicht werden konnte. Konvergenzprobleme traten unabhängig von der Wahl des Schwellenwerts und auch bei sparsamer Spezifikation der Heteroskedastizitätsgleichung auf. Eine Konvergenz des Likelihoodverfahrens konnte auch dann nicht erreicht werden, wenn die geschätzten Koeffizienten des CRE Probit-Modells ohne explizite Modellierung der Heteroskedastizität als Startwerte verwendet wurden.

eindeutig abzulehnen.⁷ Auf Basis des CRE Probit-Modells⁸ ist zudem die Nullhypothese der Unkorreliertheit zwischen unbeobachteten Effekten und den erklärenden Variablen, $H_0: \boldsymbol{\xi} = 0$, klar zu verwerfen. Da folglich vermutet werden muss, dass die Schätzergebnisse des gepoolten und des RE-Modells nicht konsistent sind, werden die Ergebnisse dieser Modelle lediglich als Vergleichsmaßstab bei der Interpretation der Ergebnisse des CRE-Modells herangezogen.

Gegenüber Änderungen des Schwellenwerts zeigen sich die Schätzergebnisse wenig robust, was vermutlich auf die geringe Anzahl an Betrieben im Datensatz zurückzuführen ist, die als Strategienutzer klassifiziert werden (vgl. dazu Abschnitt 4.2.2). Aufgrund der hohen Sensibilität der Schätzergebnisse gegenüber der Wahl des Schwellenwerts soll auf die Schätzung der marginalen Effekte und deren Interpretation verzichtet werden. Stattdessen werden die Ergebnisse auf Basis der geschätzten Koeffizienten unter der Maßgabe diskutiert, welche strategischen Motive sich tendenziell für die Entscheidung über eine dauerhaft intensive Nutzung relevant zeigen. Folglich wird allein die Signifikanz und die Richtung der geschätzten Koeffizienten betrachtet.⁹ Tabelle 6.1 weist zum einen die Schätzergebnisse für die 20%-Schwelle aus, die üblicherweise zur Unterscheidung von Betrieben mit moderater und intensiver Nutzung herangezogen wird. Zum anderen sind die Ergebnisse für die branchenbezogene Schwelle am 70%-Perzentil dargestellt. Für letztere fällt die Zahl der als Strategienutzer klassifizierten Betriebe mit 168 deutlich höher aus als im Falle der 20%-Schwelle (40 Betriebe). Die durchschnittliche Schwelle zur Intensivnutzung liegt bei 17%.¹⁰

⁷Bei Verwendung einheitlicher Schwellenwerte, ausgenommen der 15%-Schwelle, sowie im Falle der branchenspezifischen Schwelle am 90%-Perzentil konnte für das RE-Modell keine Konvergenz des Likelihoodverfahrens erreicht werden.

⁸Bei Verwendung der einheitlichen 22,5%-Schwelle und der branchenspezifischen Schwelle am 90%-Perzentil konnte für das CRE-Modell keine Konvergenz des Likelihoodverfahrens erreicht werden.

⁹Da auf die Interpretation der Einflussstärke verzichtet wird, soll auch davon abgesehen werden, eine modellübergreifende Vergleichbarkeit der Höhe der geschätzten Koeffizienten herzustellen. Eine abweichende Normalisierung der Koeffizienten ergibt sich im Falle unbeobachteter Heterogenität aufgrund der unterschiedlichen Verteilungsannahmen bezüglich des (zusammengesetzten) Störterms (vgl. Arulampalam 1999).

¹⁰Die Schätzergebnisse für die übrigen Schwellenwerte sind in den Tabellen D.1 und D.2 dargestellt.

Für die gepoolten und die RE-Modelle zeigen sich überwiegend Anzeichen dafür, dass Leiharbeit dauerhaft intensiv und damit ggf. strategisch zur Verringerung der Arbeitskosten (H1) eingesetzt wird. So ist für die einheitlichen Schwellenwerte festzustellen, dass der Anteil einfacher Tätigkeiten einen signifikant positiven Einfluss auf die Entscheidung für eine dauerhafte Intensivnutzung hat.¹¹ Für das CRE-Modell zeigt sich dies jedoch lediglich im Falle der branchenspezifischen Schwelle am 70%-Perzentil. Hier implizieren die Ergebnisse, dass die Wahrscheinlichkeit für einen dauerhaft intensiven Leiharbeitseinsatz sowohl mit steigendem Lohnniveau als auch mit wachsendem Anteil einfacher Tätigkeiten zunimmt.

Für die Hypothese, dass Leiharbeit dauerhaft intensiv zur Vermeidung von Entlassungskosten (H2) genutzt wird, sind keinerlei Anzeichen erkennbar. Für sämtliche Modelle und Schwellenwerte kann ein Einfluss des Anteils befristet Beschäftigter auf die Entscheidung über eine dauerhaft intensive Nutzung nicht nachgewiesen werden. Einzig für die einheitliche 22,5%-Schwelle zeigt sich wider Erwarten ein hoch signifikant negativer Koeffizient bezüglich des Befristetenanteils.

Ebenso scheint die Umgehung tarifvertraglicher Regelungen (H3) bei der Entscheidung für eine dauerhafte Intensivnutzung keine Rolle zu spielen. So ist ein Einfluss der Tarifbindung eindeutig nicht zu erkennen.

Für die beiden niedrigsten einheitlichen Schwellenwerte ist in den gepoolten Modellen ein schwach positiver Einfluss des Betriebsrats (H4) auf die Wahrscheinlichkeit der dauerhaften Intensivnutzung festzustellen. Dies spricht einerseits dafür, dass Betriebsräte den strategischen Einsatz von Leiharbeit befürworten, um die Arbeitsbedingungen der Stammbeschäftigten zu sichern. Andererseits kann hierin auch das Bestreben des Betriebs zum Ausdruck kommen, die Mitwirkungsrechte des Betriebsrats zu umgehen. Allerdings verschwindet die Signifikanz des geschätzten Koeffizienten, sobald unbeobachtete Heterogenität kontrolliert wird.

¹¹Davon ausgenommen ist die 20%-Schwelle, hier beträgt der p -Wert 10,8 %.

Tabelle 6.1: Schätzergebnisse der Probit-Modelle bei Verwendung der einheitlichen 20%-Schwelle und der branchenspezifischen Schwelle am 70%-Perzentil, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung (0/1)

	einheitliche 20%-Schwelle				branchenspezifische Schwelle am 70%-Perzentil					
	gepooltes Probit		CRE Probit		gepooltes Probit		RE Probit		CRE Probit	
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
H1: Lohnniveau	-0,114	(0,113)	-0,106	(0,124)	0,135*	(0,073)	0,311**	(0,150)	0,181**	(0,079)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,556 [†]	(0,346)	0,590 [†]	(0,386)	0,452**	(0,228)	0,660	(0,494)	0,448*	(0,247)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	-0,350	(0,719)	-0,171	(0,701)	0,060	(0,508)	-0,399	(1,323)	0,382	(0,536)
H3: Tarifbindung	-0,106	(0,152)	-0,156	(0,167)	0,040	(0,105)	0,125	(0,232)	-0,004	(0,115)
H4: Betriebsrat	0,233	(0,245)	0,226	(0,284)	0,139	(0,136)	0,126	(0,278)	0,102	(0,147)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,280	(0,244)	0,000	(0,323)	0,114	(0,171)	0,282	(0,411)	0,002	(0,200)
H6: exporttätig	-0,339	(0,298)	-0,270	(0,301)	-0,131	(0,144)	-0,272	(0,338)	-0,181	(0,156)
erwarteter Umsatzanstieg	-0,047	(0,194)	0,052	(0,205)	-0,192 [†]	(0,122)	-0,401 [†]	(0,258)	-0,155	(0,129)
unsichere Umsatzentwicklung	0,164	(0,160)	0,109	(0,170)	0,158*	(0,089)	0,292 [†]	(0,186)	0,155 [†]	(0,097)
Erweiterungsinvestitionen	0,541*	(0,302)	0,664**	(0,319)	-0,246	(0,264)	-0,564	(0,582)	-0,146	(0,273)
Anteil offener Stellen	0,312*	(0,164)	0,275 [†]	(0,175)	0,132	(0,099)	0,139	(0,198)	0,128	(0,106)
guter technischer Stand	0,006	(1,017)	1,793	(2,948)	0,577	(0,718)	1,785	(2,549)	1,679	(1,283)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,149	(0,162)	-0,245	(0,175)	-0,076	(0,095)	-0,108	(0,220)	-0,105	(0,101)
Einbetriebsunternehmen	-1,401*	(0,780)	-1,251	(0,890)	-0,491 [†]	(0,324)	-1,031	(0,874)	-0,510	(0,366)
Konstante	-0,286*	(0,164)	-0,341*	(0,179)	-0,162 [†]	(0,107)	-0,499**	(0,221)	-0,162	(0,119)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	-6,301***	(0,548)	-8,293***	(1,287)	-1,967***	(0,356)	-4,514***	(0,844)	-2,014***	(0,375)
Wald-Test $H_0: \xi = 0$	2,051,79***		1,899,36***		1,839,54***		41,20		2,544,00***	
LR-Test $H_0: \rho_c = 0$	166,39***		166,39***		137,31***		498,20***		498,20***	
Log-Likelihood	-158,88		-147,27		-559,72		-491,06		-546,79	
# Beobachtungen	2.370		2.370		2.370		2.370		2.370	
# Betriebe	1.362		1.362		1.362		1.362		1.362	
# Strategienutzer (Beob.)	40		40		168		168		168	

[†] *, **, *** signifikant auf 15%, 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Auf Basis der gepoolten Modelle zeigt sich für einige Schwellenwerte, dass Kapitalgesellschaften eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit aufweisen, Leiharbeit dauerhaft intensiv zu nutzen, als vergleichbare Personengesellschaften. Dies deutet zwar darauf hin, dass Leiharbeit im Zuge einer zunehmenden Kapitalmarktorientierung strategisch zur Steigerung des Unternehmenswerts (H5) eingesetzt wird. Mit Ausnahme des RE-Modells (im Falle der 15%-Schwelle) verschwindet jedoch die Signifikanz bei Kontrolle unbeobachteter Heterogenität. Zudem kann ein Einfluss der Eigentümerverhältnisse nicht nachgewiesen werden.

Bei Verwendung der beiden niedrigsten branchenbezogenen Schwellenwerte ergeben sich vage Anzeichen dafür, dass nicht exporttätige Betriebe eine höhere Neigung besitzen, Leiharbeit dauerhaft intensiv zu nutzen, möglicherweise zur Verbesserung ihrer Wettbewerbsfähigkeit (H6). Sowohl im gepoolten als auch im RE-Modell liegt das empirische Signifikanzniveau bezüglich des geschätzten Koeffizienten bei 12,2%, wenn man die Schwelle am 70%-Perzentil heranzieht. Bei Verwendung der Schwelle am 75%-Perzentil ist der geschätzte Koeffizient im RE-Modell auf dem 10%-Niveau signifikant. Auf Basis des CRE-Modells sowie für sämtliche einheitlichen Schwellenwerte lassen sich jedoch keinerlei Hinweise für einen Unterschied zwischen Exporteuren und nicht exportierenden Betrieben finden.

Auch reaktive Motive beeinflussen offenbar die Entscheidung für eine dauerhaft intensive Nutzung. So legen einige einheitliche Schwellenwerte nahe, dass sich Betriebe mit unsicheren Umsatzerwartungen signifikant häufiger für eine dauerhaft intensive Nutzung entscheiden. Zudem sind leichte Anzeichen dafür erkennbar, dass investitionsbedingte Umstrukturierungen eine Rolle spielen. Die Ergebnisse für branchenspezifische Schwellenwerte weisen hingegen eher auf eine Relevanz positiver Umsatzerwartungen hin. Ferner deutet sich insgesamt an, dass Betriebe mit gutem technologischen Stand der Produktionsanlagen wie erwartet Leiharbeit tendenziell seltener dauerhaft intensiv nutzen und eine dauerhafte Intensivnutzung eher in Betrieben stattfindet, die zu einem aus mehreren Betrieben bestehenden Unternehmen gehören.

6.2.2 Weitere Modellspezifikationen und Robustheitstests

Direkte vs. indirekte Motive

Im Folgenden werden die Ergebnisse weiterer Schätzungen vorgestellt. Im ersten Schritt wird die Robustheit der im vorherigen Abschnitt beschriebenen Ergebnisse gegenüber der separaten Betrachtung der direkten und der indirekten strategischen Motive überprüft.¹²

Zunächst wird das gepoolte und das CRE-Probit-Modell unter Ausschluss der auf die direkten Motive bezogenen Variablen (H1-H4) geschätzt. Umgekehrt wird dann überprüft, inwieweit sich die Schätzergebnisse durch Herausnehmen der auf die indirekten Motive bezogenen Variablen (H5-H6) verändern. Die geschätzten Koeffizienten sind für die einheitliche 17,5%-Schwelle und die branchenbezogene Schwelle am 70%-Perzentil in den Tabellen 6.2 und 6.3 dargestellt. In die folgende Beschreibung der Schätzergebnisse werden auch die Ergebnisse für die übrigen Schwellenwerte einbezogen.¹³

Der Ausschluss der zu den direkten Motiven gehörenden Variablen (H1-H4) führt zu keinen größeren Veränderungen gegenüber der Basisspezifikation. Wiederholt zeigt sich der geschätzte Koeffizient bezüglich der Rechtsform vereinzelt signifikant, wenn unbeobachtete Heterogenität nicht kontrolliert wird. Nimmt man umgekehrt die Variablen Kapitalgesellschaft, ausländisches Eigentum und Exportstatus aus der Schätzgleichung heraus, ergeben sich ebenfalls nur wenige nennenswerte Abweichungen verglichen mit den Ergebnissen der Basisspezifikation. So ist bei Verwendung der einheitlichen Schwellenwerte ein signifikanter Einfluss des Anteils einfacher Tätigkeiten in den gepoolten Modellen nun nicht mehr festzustellen. Die Ergebnisse

¹²Für eine ausführliche Begründung dieses Vorgehens siehe Abschnitt 5.2.2.2.

¹³Die Schätzergebnisse werden für die 17,5%-Schwelle dargestellt, da für das CRE-Modell bei Verwendung der 20%-Schwelle keine Konvergenz des Likelihoodverfahrens erreicht werden konnte. Die Schätzergebnisse für die übrigen Schwellenwerte sind in den Tabellen D.3-D.6 dargestellt. Für die 22,5%-Schwelle und für die branchenspezifische Schwelle am 90%-Perzentil konnte ebenfalls teilweise keine Konvergenz des Likelihoodverfahrens erreicht werden.

Tabelle 6.2: Schätzergebnisse der Probit-Modelle ohne Kontrolle der direkten Motive, Verwendung der einheitlichen 17,5%-Schwelle und der branchenspezifischen Schwelle am 70%-Perzentil, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung (0/1)

	einheitliche 17,5%-Schwelle				branchenspezifische Schwelle am 70%-Perzentil			
	gepooltes Probit	CRE Probit	gepooltes Probit	CRE Probit	gepooltes Probit	CRE Probit	gepooltes Probit	CRE Probit
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,299 (0,203)	(0,247) (0,202)	0,134 -0,259	(0,303) (0,225)	0,093 -0,077	(0,173) (0,143)	-0,026 -0,109	(0,200) (0,155)
H6: exporttätig	-0,009	(0,181)	0,062	(0,199)	-0,168	(0,122)	-0,129	(0,130)
erwarteter Umsatzanstieg	0,063	(0,133)	0,058	(0,142)	0,157*	(0,089)	0,165*	(0,097)
unsichere Umsatzentwicklung	0,255	(0,298)	0,385	(0,308)	-0,259	(0,264)	-0,154	(0,272)
Erweiterungsinvestitionen	0,151	(0,157)	0,075	(0,165)	0,130	(0,098)	0,130	(0,105)
Anteil offener Stellen	-0,211	(1,168)	1,382	(2,484)	0,147	(0,802)	1,097	(1,282)
guter technischer Stand	-0,179	(0,144)	-0,224†	(0,149)	-0,103	(0,095)	-0,128	(0,101)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,679	(0,639)	-0,598	(0,789)	-0,458	(0,331)	-0,479	(0,359)
Einbetriebsunternehmen	-0,223†	(0,147)	-0,238†	(0,160)	-0,210**	(0,106)	-0,202*	(0,116)
Konstante	-2,578***	(0,484)	-2,556***	(0,506)	-1,342***	(0,284)	-1,324***	(0,295)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	2,875,68***		2,085,78***		1,953,90***		3,468,01***	
Wald-Test $H_0: \xi = 0$	192,71***		192,71***		192,71***		506,70***	
Log-Likelihood	-230,65		-223,24		-564,88		-556,14	
# Beobachtungen	2.370		2.370		2.370		2.370	
# Betriebe	1.362		1.362		1.362		1.362	
# Strategienutzer (Beob.)	59		59		168		168	

†, *, **, *** signifikant auf 15%, 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle 6.3: Schätzergebnisse der Probit-Modelle ohne Kontrolle der indirekten Motive, Verwendung der einheitlichen 17,5%-Schwelle und der branchenspezifischen Schwelle am 70%-Perzentil, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung (0/1)

	einheitliche 17,5%-Schwelle				branchenspezifische Schwelle am 70%-Perzentil			
	gepooltes Probit		CRE Probit		gepooltes Probit		CRE Probit	
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
H1: Lohnniveau	-0,014	(0,101)	0,008	(0,112)	0,110 [†]	(0,071)	0,151**	(0,077)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,484 [†]	(0,329)	0,517	(0,369)	0,423*	(0,232)	0,438*	(0,249)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	-0,530	(0,749)	-0,306	(0,735)	0,043	(0,509)	0,365	(0,537)
H3: Tarifbindung	-0,083	(0,140)	-0,136	(0,152)	0,047	(0,105)	-0,003	(0,115)
H4: Betriebsrat	0,358*	(0,213)	0,363 [†]	(0,239)	0,129	(0,135)	0,087	(0,147)
erwarteter Umsatzanstieg	0,054	(0,136)	0,035	(0,144)	0,148*	(0,088)	0,145 [†]	(0,096)
unsichere Umsatzentwicklung	0,299	(0,297)	0,432	(0,302)	-0,248	(0,263)	-0,156	(0,272)
Erweiterungsinvestitionen	0,170	(0,157)	0,107	(0,165)	0,131	(0,099)	0,133	(0,106)
Anteil offener Stellen	0,352	(0,898)	2,509	(2,623)	0,484	(0,755)	1,553	(1,295)
guter technischer Stand	-0,148	(0,145)	-0,215	(0,151)	-0,072	(0,095)	-0,108	(0,101)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,804	(0,631)	-0,745	(0,760)	-0,433	(0,318)	-0,452	(0,357)
Einbetriebsunternehmen	-0,185	(0,142)	-0,194	(0,156)	-0,159 [†]	(0,104)	-0,149	(0,114)
Konstante	-2,815***	(0,538)	-2,804***	(0,571)	-2,019***	(0,353)	-2,045***	(0,372)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	2,813,01***		2,735,84***		2,124,84***		3,402,62***	
Wald-Test $H_0: \xi = 0$			164,44***				547,81***	
Log-Likelihood	-228,55		-222,01		-562,44		-551,99	
# Beobachtungen	2.370		2.370		2.370		2.370	
# Betriebe	1.362		1.362		1.362		1.362	
# Strategienutzer (Beob.)	59		59		168		168	

[†], *, **, *** signifikant auf 15%, 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

für die branchenbezogenen Schwellen verändern sich hingegen kaum. Für die Schwelle am 70%-Perzentil zeigt sich sowohl im gepoolten als auch im CRE Probit-Modell erneut, dass die Wahrscheinlichkeit für eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung mit steigendem Lohnniveau und einem wachsenden Anteil einfacher Tätigkeiten zunimmt. Zudem ergibt sich wie zuvor für die beiden niedrigsten einheitlichen Schwellenwerte ein schwach positiver Einfluss des Betriebsrats, der bei Kontrolle unbeobachteter Heterogenität jedoch verschwindet.

Zeitraum 2004-2008

Im Folgenden wird untersucht, inwieweit sich die Ergebnisse der Basisspezifikation gegenüber der Hinzunahme der Welle 2004 robust zeigen. Die Daten der Welle 2004 werden in die Analyse einbezogen, da die hohe Sensibilität der Schätzergebnisse gegenüber Veränderungen des Schwellenwerts vermutlich auf die geringe Zahl an Beobachtungen mit dauerhafter Intensivnutzung zurückzuführen ist. Dadurch erhöht sich die Zahl der Beobachtungen insgesamt um 64 % auf knapp 3.900. Die Anzahl der als Strategienutzer klassifizierten Betriebe steigt von durchschnittlich 78 auf 110 und liegt nun zwischen 32 (im Falle der einheitlichen 22,5%-Schwelle) und 243 (im Falle der Schwelle am 70%-Perzentil). Aufgrund der Tatsache, dass sich die in der Welle 2004 enthaltenen Angaben auf das Geschäftsjahr 2003 beziehen, wird nun jedoch nicht nur die ausklingende konjunkturelle Schiefelage in die Analyse einbezogen, sondern auch die Phase berücksichtigt, in der die Reform des AÜG teilweise, aber noch nicht vollständig umgesetzt war. Diesem Umstand ist bei der Bewertung der im Folgenden vorgestellten Schätzergebnisse Rechnung zu tragen. Die geschätzten Koeffizienten des gepoolten und des CRE Probit-Modells sind für die einheitliche 20%-Schwelle sowie für die branchenbezogene Schwelle am 70%-Perzentil in Tabelle 6.4 dargestellt.¹⁴

¹⁴Die Schätzergebnisse für die übrigen Schwellenwerte sind in den Tabellen D.7 und D.8 dargestellt. Für einige Modelle konnte keine Konvergenz des Likelihoodverfahrens erreicht werden.

Tabelle 6.4: Schätzergebnisse der Probit-Modelle bei Verwendung der einheitlichen 20%-Schwelle und der branchenspezifischen Schwelle am 70%-Perzentil, Koeffizienten, Wellen 2004-2008, abhängige Variable: dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung (0/1)

	einheitliche 20%-Schwelle				branchenspezifische Schwelle am 70%-Perzentil			
	gepooltes Probit		CRE Probit		gepooltes Probit		CRE Probit	
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
H1: Lohnniveau	-0,087	(0,101)	-0,175	(0,573)	0,128**	(0,064)	0,157**	(0,076)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,741***	(0,260)	0,895***	(0,325)	0,393**	(0,194)	0,390*	(0,220)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,069	(0,528)	2,299	(1,752)	0,423	(0,395)	0,450	(0,469)
H3: Tarifbindung	-0,236 [†]	(0,150)	-0,455**	(0,195)	-0,014	(0,094)	-0,065	(0,108)
H4: Betriebsrat	0,249	(0,233)	0,270	(0,293)	0,131	(0,123)	0,149	(0,142)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,147	(0,230)	0,037	(0,341)	0,088	(0,161)	0,015	(0,206)
H6: exporttätig	-0,662**	(0,280)	-0,979***	(0,354)	-0,083	(0,123)	-0,110	(0,140)
erwarteter Umsatzanstieg	-0,100	(0,168)	0,068	(0,195)	-0,143	(0,101)	-0,122	(0,112)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,040	(0,144)	-0,268 [†]	(0,171)	0,126*	(0,073)	0,102	(0,080)
Erweiterungsinvestitionen	0,265	(0,268)	0,239	(0,339)	-0,414*	(0,243)	-0,358	(0,263)
Anteil offener Stellen	0,089	(0,135)	-0,077	(0,159)	0,099	(0,082)	0,101	(0,091)
guter technischer Stand	0,679	(0,739)	2,309	(2,629)	0,718	(0,708)	1,225	(1,360)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,078	(0,142)	-0,069	(0,169)	-0,036	(0,084)	-0,053	(0,093)
Einbetriebsunternehmen	-1,518**	(0,734)	-1,354 [†]	(0,921)	-0,507*	(0,283)	-0,287	(0,327)
Konstante	-0,217	(0,156)	-0,245	(0,186)	-0,105	(0,099)	-0,094	(0,113)
	-6,183***	(0,425)	-7,762***	(1,216)	-1,855***	(0,303)	-1,829***	(0,336)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	2,285,93***		2,783,53***		2,005,41***		1,941,31***	
Wald-Test $H_0: \xi = 0$			443,82***				609,04***	
Log-Likelihood	-213,86		-175,38		-850,51		-808,69	
# Beobachtungen	3.876		3.876		3.876		3.876	
# Betriebe	1.669		1.669		1.669		1.669	
# Strategienutzer (Beob.)	51		51		243		243	

[†], *, **, *** signifikant auf 15%, 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2004-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Bezüglich des Arbeitskostenmotivs bestätigt sich auf Basis der einheitlichen Schwellenwerte der positive Einfluss des Anteils der einfachen Tätigkeiten nun nicht nur in den gepoolten, sondern auch in den CRE Probit-Modellen. So ist der geschätzte Koeffizient hoch signifikant, wenn man die 20%-Schwelle zugrunde legt. Für die branchenspezifischen Schwellenwerte zeigen sich ähnliche Ergebnisse wie für den Zeitraum 2005-2008. Auch hier weisen allein bei Verwendung der Schwelle am 70%-Perzentil sämtliche verwendeten Modelle auf einen positiven Einfluss des Lohnniveaus und des Anteils einfacher Tätigkeiten hin. Zusammengefasst bekräftigen die Ergebnisse die Hypothese, dass Leiharbeit dauerhaft intensiv zur Verringerung der Arbeitskosten (H1) eingesetzt wird.

Ein Einfluss des Anteils befristet Beschäftigter auf die Entscheidung über eine dauerhaft intensive Nutzung lässt sich erneut nicht feststellen. Somit ergeben sich keine Hinweise dafür, dass Leiharbeit dauerhaft intensiv zur Vermeidung von Entlassungskosten (H2) eingesetzt wird.

Hinsichtlich der Tarifbindung ist nun für einige einheitliche Schwellenwerte überraschenderweise ein signifikant negativer Koeffizient vorzufinden, sowohl im gepoolten als auch im CRE Probit-Modell. Demnach nutzen tarifgebundene Betriebe Leiharbeit seltener dauerhaft intensiv als Betriebe, die keinem Branchentarifvertrag unterliegen. Somit zeigen sich auch hier keine Hinweise dafür, dass Leiharbeit dauerhaft intensiv zur Umgehung tarifvertraglicher Regelungen (H3) eingesetzt wird.

Abermals ist vereinzelt ein schwach positiver Einfluss des Betriebsrats (H4) auf die Wahrscheinlichkeit der dauerhaften Intensivnutzung festzustellen, allerdings nur in den gepoolten Modellen. Damit liegen keine klaren Hinweise für einen Einfluss des Betriebsrats vor.

Für einen dauerhaft intensiven Einsatz von Leiharbeit zur Steigerung des Unternehmenswerts (H5) sind erneut keine deutlichen Anzeichen erkennbar. Hier legen zwar auch die Ergebnisse des gepoolten Modells für die einheitliche 22,5%-Schwelle nahe, dass Kapitalgesellschaften eine höhere Wahrscheinlichkeit besitzen, Leiharbeit dauerhaft intensiv zu nutzen. Der geschätzte Koeffizient ist allerdings nur auf dem

10%-Niveau signifikant. Zudem ergibt sich für die Mehrheit der einheitlichen Schwellenwerte ein signifikant negativer Koeffizient bezüglich der Eigentumsverhältnisse, und zwar in sämtlichen Modellen. Demnach entscheiden sich Betriebe in ausländischem Eigentum wider Erwarten seltener für eine dauerhafte Intensivnutzung als inländische Betriebe.

Wiederholt ergeben sich nur sehr schwache Anhaltspunkte dafür, dass Leiharbeit von nicht exporttätigen Betrieben dauerhaft intensiv zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit (H6) genutzt wird. So zeigt sich der geschätzte Koeffizient bezüglich des Exportstatus allein bei Verwendung der branchenspezifischen Schwelle am 75%-Perzentil und lediglich im gepoolten Modell schwach signifikant negativ.

Hinsichtlich der Rolle der reaktiven Motive unterscheiden sich die Ergebnisse deutlich von den Befunden für den Zeitraum 2005-2008, möglicherweise aufgrund der im Geschäftsjahr 2003 noch andauernden wirtschaftlichen Schwächephase. Einzig die Ergebnisse des gepoolten Modells im Falle der einheitlichen 22,5%-Schwelle legen nahe, dass Leiharbeit häufiger dauerhaft intensiv genutzt wird, wenn Unsicherheit über die zukünftige Umsatzentwicklung besteht. Hingegen liegen für das gepoolte Modell bei Verwendung der branchenbezogenen Schwelle am 70%-Perzentil schwache Anzeichen dafür vor, dass sich Betriebe seltener im Falle unsicherer Erwartungen, häufiger jedoch bei einem erwarteten Umsatzanstieg für eine dauerhafte Intensivnutzung entscheiden.

6.3 Zusammenfassung

In diesem Kapitel wurde für den Zeitraum 2005-2008 untersucht, welche strategischen Motive für die Entscheidung über eine *dauerhaft* intensive Nutzung relevant sind. Hierzu wurden drei Probit-Modelle herangezogen, und zwar das gepoolte, das *Random Effects* sowie das CRE Probit-Modell. Als dauerhafte Intensivnutzer wurden Betriebe klassifiziert, die in drei aufeinander folgenden Wellen Leiharbeit jeweils intensiv nutzen.

Insgesamt zeigen sich die Schätzergebnisse wenig robust gegenüber Änderungen der Intensivnutzerschwelle. Dennoch lassen sich deutliche Hinweise dafür finden, dass Leiharbeit dauerhaft intensiv zur Verringerung der Arbeitskosten eingesetzt wird. Im Hinblick auf die Bedeutung des Arbeitskostenmotivs bestätigen die Ergebnisse dieser Untersuchung die bisherigen Befunde bezüglich der Nutzungsintensität. Eindeutige Anzeichen dafür, dass Leiharbeit zur Vermeidung von Entlassungskosten oder zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit eingesetzt wird, lassen sich hingegen nicht mehr finden, sobald die Beständigkeit der Intensivnutzung berücksichtigt wird.

Schließlich können die Ergebnisse der qualitativen Studien von Promberger (2006: 89 ff.) und Holst et al. (2009) bezüglich der Relevanz des Arbeitskostenmotivs bestätigt werden, nicht aber dahingehend, dass Leiharbeit zur Vermeidung von Entlassungskosten oder zur Umgehung tariflicher Regelungen eingesetzt wird. Die Ergebnisse von Holst et al. (2009), die darüber hinaus Anhaltspunkte dafür finden, dass Leiharbeit strategisch zur Steigerung des Unternehmenswerts und zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit eingesetzt wird, lassen sich auf Grundlage dieser Befunde ebenfalls nicht bestätigen.

7 Fazit und Ausblick

„Wir haben die Tore weit, aber nicht zu weit geöffnet. Wir haben ja die Zeitarbeit in Deutschland de facto erst möglich gemacht. Sie war ja total überreguliert.“

Diese Bilanz zieht Wolfgang Clement zehn Jahre nach den Hartz-Reformen im Interview mit der Zeitung „Die Welt“ (vgl. Sturm 2012). Als damaliger Minister für Wirtschaft und Arbeit war er unter der Regierung Schröder maßgeblich an der Deregulierung der Leiharbeit beteiligt. Seiner Einschätzung zufolge wurde die Neugestaltung des Arbeitnehmerüberlassungsgesetzes auch rückblickend mit Augenmaß vorgenommen.

Tatsächlich ist die Zahl der Beschäftigten in der Leiharbeitsbranche in den vergangenen zehn Jahren rasant angewachsen, was nachweislich zu einem deutlichen Anstieg der Gesamtbeschäftigung geführt hat (vgl. Jahn/Weber 2013). Empirisch zeigt sich zudem, dass Arbeitslose ihre Chancen auf eine Rückkehr in eine reguläre Beschäftigung durch eine Tätigkeit in der Leiharbeit leicht verbessern können (vgl. z. B. Lehmer/Ziegler 2010). Betriebe sind durch den flexiblen Einsatz von Leiharbeitskräften in der Lage, kurzfristig auf Änderungen ihres Personalbedarfs zu reagieren. Sie greifen nicht nur häufiger auf Leiharbeit zurück, sondern nutzen dieses Instrument auch in stärkerem Maße als zuvor. Von einem moderaten Einsatz von Leiharbeit gehen positive Effekte auf die Arbeitsproduktivität aus (vgl. Hirsch/Müller 2012).

Die strategische Nutzung – bei der nicht die Flexibilität sondern die Senkung der betrieblichen Kosten im Mittelpunkt steht – erlaubt es Betrieben, durch einen beständig hohen Anteil an Leihbeschäftigten Kostenvorteile zu realisieren, die gegen-

über einer langfristigen Bindung an Stammbeschäftigte bestehen. Der Austausch von Stamm- durch Leihbeschäftigte ermöglicht es, Arbeitskosten gezielt einzusparen und Kosten zu vermeiden, die für Stammbeschäftigte aus der Einhaltung institutioneller Vorschriften resultieren (vgl. Holst et al. 2010, Promberger 2006).

Hierbei werden jedoch Kostenvorteile ausgeschöpft, die auf der relativ schlechten Qualität der Leiharbeitsverhältnisse beruhen. Empirisch zeigt sich, dass Leiharbeiter eine geringere Entlohnung aufweisen und mit einer höheren Beschäftigungsunsicherheit konfrontiert sind als regulär Beschäftigte (vgl. z. B. Garz 2014, Dütsch 2011). Weiter ist belegt, dass jedes zweite Beschäftigungsverhältnis, das in der Leiharbeit entsteht, ein reguläres Beschäftigungsverhältnis außerhalb der Leiharbeit ersetzt (vgl. Jahn/Weber 2013). In den Einsatzbetrieben selbst führt eine intensive Leiharbeitsnutzung nachweislich zu einer niedrigeren Arbeitsproduktivität im Vergleich zu Betrieben mit moderater Nutzung (vgl. Hirsch/Müller 2012).

Welche betrieblichen Motive eine strategische Leiharbeitsnutzung im Einzelnen begründen, ist bislang allein im Rahmen qualitativer Studien untersucht worden. Ziel dieser Arbeit war es, die quantitative Bedeutung von strategischen Motiven im Hinblick auf die betriebliche Nutzungsintensität zu untersuchen. Damit wurde erstmals der Einfluss strategischer Motive auf das Ausmaß der betrieblichen Leiharbeitsnutzung untersucht und überprüft, inwieweit sich die Relevanz der strategischen Motive im Zuge der Deregulierung der Arbeitnehmerüberlassung verändert hat.

Das zweite Kapitel dieser Arbeit befasste sich zunächst mit den rechtlichen Rahmenbedingungen der Leiharbeit. Hierbei wurden das Arbeitnehmerüberlassungsgesetz sowie die EU-Leiharbeitsrichtlinie vorgestellt. Neben den Kernelementen der AÜG-Novelle, die in den Jahren 2003/2004 in Kraft trat, wurden auch sich daran anschließende Reformen des AÜG sowie tarifliche Vereinbarungen zur Leiharbeit erläutert. Daraufhin wurde die Entwicklung und Verbreitung der Leiharbeit dargestellt, wobei auf wesentliche Strukturmerkmale der Entleihbetriebe, der Verleihbetriebe sowie der Leihbeschäftigten eingegangen wurde. Schließlich wurden die Auswirkungen der Leiharbeit ausführlich diskutiert.

Im dritten Kapitel wurden die betrieblichen Motive der reaktiven und der strategischen Leiharbeitsnutzung vorgestellt. Hierzu wurden Ergebnisse theoretischer Ansätze und empirischer Arbeiten diskutiert. Anschließend wurde aufgezeigt, dass Betriebe mit strategischer Nutzung – anders als bei der reaktiven Nutzung – typischerweise einen beständig hohen Anteil an Leihbeschäftigten aufweisen (vgl. z. B. Holst et al. 2009). Darauf aufbauend wurden im Wesentlichen sechs Hypothesen abgeleitet.

Erstens wurde die Hypothese abgeleitet, dass das betriebliche Lohnniveau sowie der Anteil an Stammbeschäftigten mit einfachen Tätigkeiten einen positiven Effekt auf die Nutzungsintensität bzw. auf die Wahrscheinlichkeit einer dauerhaft intensiven Nutzung haben (H1). Aus Untersuchungen zur Höhe der Entleihgebühr lässt sich ableiten, dass der Einsatz von Leiharbeitskräften gegenüber einer Festeinstellung vor allem für un- und angelernte Tätigkeiten mit deutlichen Kostenvorteilen verbunden ist (vgl. z. B. Ammermüller et al. 2003). Zudem dürfte der Anreiz für eine strategische Nutzung mit zunehmendem Lohnunterschied zwischen beiden Beschäftigtengruppen wachsen.

Zweitens war zu erwarten, dass sich die Nutzungsintensität bzw. die Wahrscheinlichkeit einer dauerhaft intensiven Nutzung mit steigendem Anteil befristet Beschäftigter erhöht (H2). Qualitative Studien zeigen, dass eine strategische Nutzung auch mit dem Bestreben erfolgt, potenzielle Entlassungskosten zu vermeiden (vgl. z. B. Holst et al. 2010). Wird Leiharbeit strategisch zur Minimierung von Entlassungskosten genutzt, dürften Betriebe zugleich verstärkt auf befristete Beschäftigung zurückgreifen. Quantitative Studien weisen eher auf eine komplementäre als auf eine substitutive Beziehung zwischen beiden Beschäftigungsformen hin (vgl. z. B. Bohachova/Einsele 2008).

Drittens wurde die Hypothese abgeleitet, dass sich tarifgebundene Betriebe für eine höhere Nutzungsintensität bzw. häufiger für eine dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung entscheiden (H3). Tarifvereinbarungen können zu höheren Anpassungskosten führen und vor allem im Niedrigqualifikationsbereich eine höhere Entlohnung vor-

sehen als individuell vereinbarte Arbeitsverträge (vgl. z. B. Heinbach/Spindler 2007). Während bisherige quantitative Studien keinen signifikanten Einfluss der Tarifbindung auf die Nachfrage nach Leiharbeit feststellen, geht aus qualitativen Studien hervor, dass mit einer strategischen Leiharbeitsnutzung auch tarifliche Regelungen unterlaufen werden sollen (vgl. z. B. Promberger 2006: 89 ff.).

Viertens war zu erwarten, dass Betriebsräte beim Einsatz von Leiharbeit ihre Mitbestimmungsrechte wahrnehmen (H4), wobei sich die Richtung des erwarteten Einflusses nicht eindeutig bestimmen ließ. Einerseits war zu vermuten, dass Betriebsräte auf eine Gleichbehandlung der Leihbeschäftigten drängen, andererseits könnten Betriebsräte eine intensive Leiharbeitsnutzung befürworten, um eine Besserstellung der Stammbesellschaft zu wahren (vgl. z. B. Wassermann/Rudolph 2007).

Fünftens wurde die Hypothese abgeleitet, dass Kapitalgesellschaften und Betriebe in ausländischem Eigentum Leiharbeit mit höherer Intensität bzw. häufiger dauerhaft intensiv nutzen (H5). Hintergrund ist ein Erklärungsansatz, dem zufolge die strategische Nutzung auf eine zunehmende Kapitalmarktorientierung zurückzuführen ist (vgl. z. B. Holst et al. 2010, Dörre 2009).

Sechstens war zu vermuten, dass Betriebe Leiharbeit mit höherer Intensität bzw. dauerhaft intensiv nutzen, um ihre Wettbewerbsfähigkeit zu verbessern (H6). Ein entsprechender Anreiz dafür dürfte insbesondere in Betrieben bestehen, die einem hohen wettbewerbsbedingten Kostendruck ausgesetzt sind. Der theoretische Ansatz von Rodrik (1997) impliziert einerseits, dass vor allem Exporteure in einem wettbewerbsintensiven Umfeld agieren. Ansätze der neueren Außenhandelstheorie sowie empirische Studien ergeben andererseits, dass die Exporttätigkeit allein Betrieben mit hohem Produktivitätsniveau vorbehalten ist, während weniger produktive Betriebe nicht exportieren und aufgrund der Importkonkurrenz unter einem hohen Kostendruck stehen (vgl. z. B. Bernard et al. 2003, Arnold/Hussinger 2005).

Im vierten Kapitel wurde das IAB-Betriebspanel vorgestellt, das als Datengrundlage zur Überprüfung der abgeleiteten Hypothesen verwendet worden ist. Daraufhin wurde die Operationalisierung der diskutierten Determinanten erläutert. Im Anschluss

wurden deskriptive Ergebnisse zur Verbreitung der Leiharbeit und zur Nutzungsintensität vorgestellt. Hierbei zeigte sich insbesondere, dass der Anteil der Einsatzbetriebe mit intensiver Nutzung seit der Deregulierung der Arbeitnehmerüberlassung kontinuierlich gewachsen ist.

Im fünften Kapitel wurden die aufgestellten Hypothesen im Hinblick auf die Nutzungsintensität überprüft. Zunächst wurden die dazu verwendeten Methoden vorgestellt. Bei der Modellierung der Intensität der Leiharbeitsnutzung war zu berücksichtigen, dass eine beschränkt abhängige Variable vorliegt, die eine Anhäufung von Beobachtungen an der Stelle null (keine Leiharbeitsnutzung) aufweist und im Einheitsintervall kontinuierlich verteilt ist. Neben dem Tobit-Modell, das einen einstufigen Entscheidungsprozess unterstellt, wurden das einfache Hürdenmodell von Cragg (1971) sowie das Doppelhürdenmodell von Blundell/Meghir (1987) verwendet. Beide Hürdenmodelle beschreiben die Einsatzentscheidung und die Entscheidung über die Nutzungsintensität separat (zweistufiges Modell), wobei das Doppelhürdenmodell eine Korrelation beider Entscheidungen zulässt. Für die drei Modelle zeigte sich, dass die zur Konsistenz der Koeffizientenschätzer notwendigen Annahmen normalverteilter und homoskedastischer Störterme verletzt sind. Aus diesem Grund wurde die abhängige Variable transformiert, wobei sich die Verwendung der inversen hyperbolischen Sinusfunktion gegenüber der Box-Cox-Transformation als geeigneter erwies. Zudem wurde Heteroskedastizität explizit modelliert. Da diese Modelle jedoch den auf das Einheitsintervall beschränkten Wertebereich der abhängigen Variablen nicht berücksichtigen, wurden zusätzlich fraktionelle Antwortmodelle (FA-Modelle) herangezogen, die überdies auf weniger restriktiven Annahmen beruhen. Das einstufige FA-Modell von Papke/Wooldridge (1996, 2008) ist eine Erweiterung des binären Antwortmodells um kontinuierliche Beobachtungswerte im Einheitsintervall. Das zweistufige FA-Modell von Ramalho/Silva (2009) bildet die Einsatzentscheidung durch ein binäres Modell, die Intensitätsentscheidung durch ein einstufiges FA-Modell ab. Im zweistufigen FA-Modell mussten beide Entscheidungen jedoch als unabhängig voneinander angenommen werden, wenngleich das Doppelhürdenmodell eine signifikante Korrelation aufzeigte. Während unbeob-

achtete Heterogenität im Tobit- und im einstufigen FA-Modell basierend auf dem Chamberlain-Mundlak-Ansatz kontrolliert werden konnte, mussten die zweistufigen Modelle gepoolt geschätzt werden.

Zunächst wurden die Schätzergebnisse für den Hauptuntersuchungszeitraum 2005-2008 vorgestellt, mit dem die Jahre des konjunkturellen Aufschwungs im Anschluss an die Lockerung des AÜG erfasst wurden. Um zu überprüfen, welche Rolle die Motive der strategischen Leiharbeitsnutzung während und nach der Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 spielten, wurden die Schätzergebnisse anschließend denen des Zeitraums 2009-2011 gegenübergestellt. Daraufhin wurden die Ergebnisse für das Vorreformjahr 2002 diskutiert und aufgezeigt, welche Unterschiede zu den beiden Nachreformperioden bestehen. Abschließend wurde für den Zeitraum 2005-2008 auf Basis des zweistufigen FA-Modells überprüft, ob und inwieweit sich Betriebe mit intensiver Nutzung hinsichtlich ihrer Einsatzmotive von Betrieben mit moderater Nutzung unterscheiden. Dazu wurde jede erklärende Variable mit einer Dummy-Variablen interagiert, die angibt, ob Leiharbeit intensiv genutzt wird. Als Intensivnutzer wurden Betriebe klassifiziert, deren Leihbeschäftigtenanteil die üblicherweise verwendete 20%-Schwelle überschreitet. Neben weiteren einheitlichen Schwellen wurden auch verschiedene branchenspezifische Schwellenwerte herangezogen, die durch die jeweilige Nutzungsintensität an einem Perzentil im oberen Bereich der branchenspezifischen Intensitätsverteilung bestimmt wurden.

Insgesamt war festzustellen, dass sowohl die einstufigen als auch die zweistufigen Modelle bezüglich Signifikanz und Richtung der geschätzten Koeffizienten jeweils zu ähnlichen Ergebnissen führen. Auch im Hinblick auf die Ergebnisse der einstufigen Modelle und der Einsatzgleichung der zweistufigen Modelle ließen sich keine größeren Diskrepanzen feststellen. Deutliche Unterschiede waren jedoch zwischen den Ergebnissen der einstufigen Modelle und der Intensitätsgleichung der zweistufigen Modelle zu verzeichnen. Daraus ließ sich schlussfolgern, dass Einsatz- und Intensitätsentscheidung in unterschiedlicher Weise von den betrieblichen Faktoren ab-

hängen und die Schätzergebnisse der einstufigen Modelle von der Einsatzentscheidung dominiert werden.

Die Schätzergebnisse legen nahe, dass Leiharbeit zur Verringerung der Arbeitskosten eingesetzt wird und dieses Einsatzmotiv im Anschluss an die Novellierung des AÜG an Bedeutung gewonnen hat (H1). Für den Zeitraum 2005-2008 zeigte sich für alle verwendeten Modelle, dass Leiharbeit umso stärker genutzt wird, je höher der Anteil der Stammbeschäftigten ist, die im Einsatzbetrieb einfache Tätigkeiten ausüben. Ein positiver Einfluss des betrieblichen Lohnniveaus war bezogen auf alle Nutzerbetriebe lediglich auf Basis der einstufigen Modelle festzustellen. Bei Kontrolle der Intensivnutzung im zweistufigen FA-Modell zeigte sich jedoch für Betriebe mit intensiver Nutzung ein positiver Effekt auf die Nutzungsintensität, und zwar unabhängig von der Wahl des Schwellenwerts. In Betrieben mit intensiver Nutzung war zudem ein stärkerer Einfluss des Anteils einfacher Tätigkeiten festzustellen als in Betrieben mit moderater Nutzung. Demnach spielen offenbar Kostenvorteile im Bereich einfacher Tätigkeiten in Betrieben mit intensiver Nutzung eine deutlich größere Rolle. Für den Folgezeitraum 2009-2011 zeigte sich bezogen auf alle Nutzerbetriebe ein im Vergleich zur Vorperiode stärkerer positiver Einfluss des Anteils einfacher Tätigkeiten. Überdies war nun auch ein positiver Einfluss des Lohnniveaus in der Intensitätsgleichung des Doppelhürdenmodells festzustellen. Folglich wird Leiharbeit seit einigen Jahren offenbar verstärkt zur Einsparung von Arbeitskosten eingesetzt, insbesondere im Niedrigqualifikationsbereich. Die Ergebnisse für das Vorreformjahr 2002 implizieren, dass Kostenvorteile im Bereich der einfachen Tätigkeiten bereits vor der Deregulierung der Leiharbeit genutzt worden sind, wohl aber in geringerem Maße. So war ein Einfluss des betrieblichen Lohnniveaus auf die Nutzungsintensität nicht zu erkennen; bezüglich des Anteils einfacher Tätigkeiten fiel der positive Effekt deutlich kleiner aus als für die Folgezeiträume.

Weiter sprechen die Ergebnisse dafür, dass sich der Einsatz von Leiharbeit zur Vermeidung von Entlassungskosten seit der Lockerung des AÜG etabliert hat (H2). So ergab die Mehrheit der verwendeten Modelle für die beiden Nachreformphasen

einen positiven Einfluss des Anteils befristet Beschäftigter auf die Nutzungsintensität. Für das Vorreformjahr ließ sich hingegen kein Effekt nachweisen. Bei Kontrolle der Intensivnutzung (Zeitraum 2005-2008) zeigte sich zudem, dass der positive Zusammenhang allein in Betrieben mit intensiver Nutzung besteht. Für Betriebe mit moderater Nutzung war hingegen ein substitutives Verhältnis zwischen dem Einsatz befristet Beschäftigter und der Nachfrage nach Leiharbeitskräften festzustellen.

Lediglich schwache Anhaltspunkte bestehen dahingehend, dass Leiharbeit zur Umgehung tariflicher Regelungen genutzt wird (H3). Für den Zeitraum 2005-2008 zeigten sich bezogen auf alle Nutzerbetriebe nur vage Anzeichen für einen positiven Einfluss der Tarifbindung auf die Nutzungsintensität. Bei Kontrolle der Intensivnutzung durch einheitliche Schwellenwerte war allerdings festzustellen, dass tarifgebundene Betriebe im Intensivnutzerebereich höhere Leihbeschäftigtenanteile aufweisen. Für den Folgezeitraum 2009-2011 ergab sich bezogen auf alle Nutzerbetriebe ein signifikant negativer Effekt. Zusammen betrachtet deuten die Ergebnisse darauf hin, dass mit der tariflichen Begrenzung der Leiharbeitsnutzung in den letzten Jahren auf einen verstärkten Einsatz im Anschluss an die AÜG-Reform reagiert worden ist.

Ein Einfluss der betrieblichen Mitbestimmung auf die Nutzungsintensität ließ sich für die Nachreformphasen nicht nachweisen (H4). Auf Basis des Tobit-Modells war zwar ein signifikant positiver Zusammenhang erkennbar, dieser bestätigte sich in den zweistufigen Modellen jedoch allein bezüglich der Einsatzentscheidung. Für das Vorreformjahr konnte auf Basis des einfachen Hürdenmodells ein schwach signifikant negativer Einfluss des Betriebsrats auf die Nutzungsintensität festgestellt werden, was darauf hindeutet, dass sich Betriebsräte vor Inkrafttreten der AÜG-Novelle gegen eine intensive Nutzung eingesetzt haben.

Empirische Evidenz für die Hypothese, dass Leiharbeit aufgrund einer stärkeren Kapitalmarktorientierung zur Steigerung des Unternehmenswerts eingesetzt wird, liegt für keinen der untersuchten Zeiträume vor (H5). So konnte weder für Kapitalgesellschaften noch für Betriebe in ausländischem Eigentum eine stärkere Leiharbeitsnutzung nachgewiesen werden.

Schließlich deuten die Ergebnisse darauf hin, dass nicht exportierende Betriebe Leiharbeit zur Verbesserung ihrer Wettbewerbsfähigkeit nutzen (H6). So war auf Basis der zweistufigen Modelle festzustellen, dass Leiharbeit in exporttätigen Betrieben zwar häufiger, jedoch mit deutlich geringerer Intensität eingesetzt wird als in nicht exporttätigen Betrieben. Bei Kontrolle der Intensivnutzung wurde deutlich, dass Exporteure allein im oberen Bereich der Intensitätsverteilung in geringerem Umfang auf Leiharbeit zurückgreifen. Nennenswerte Unterschiede zwischen den Ergebnissen der drei untersuchten Zeiträume waren nicht zu erkennen. Für den Zeitraum 2009-2011 zeigte sich jedoch darüber hinaus, dass Betriebe Leiharbeit stärker nachfragen, wenn sie den Wettbewerbsdruck als hoch einschätzen. Insgesamt sprechen die Ergebnisse für die Relevanz der neueren Außenhandelstheorie, der zufolge Betriebe ohne Exportaktivitäten aufgrund ihrer geringeren Produktivität unter einem hohen wettbewerbsbedingten Kostendruck stehen. Mit dem Erklärungsansatz von Rodrik (1997) stimmen die Befunde zumindest dahingehend überein, dass Exporteure offenbar aufgrund eines vergleichsweise hohen Flexibilisierungsdrucks häufiger auf Leiharbeit zurückgreifen.

Da Betriebe im Falle einer strategischen Nutzung typischerweise beständig hohe Leihbeschäftigtenanteile aufweisen, wurde im sechsten Kapitel untersucht, welche der strategischen Motive für die Entscheidung über eine *dauerhaft* intensive Nutzung relevant sind. Um die aufgestellten Hypothesen zu überprüfen, wurden binäre Probit-Modelle verwendet, die teilweise die Kontrolle unbeobachteter Heterogenität erlauben. Von einer dauerhaft intensiven Nutzung wurde ausgegangen, wenn ein Betrieb in drei aufeinander folgenden Wellen als Intensivnutzer klassifiziert wurde. Insgesamt zeigten sich die Schätzergebnisse gegenüber Veränderungen der Intensivnutzerschwelle wenig robust. Dennoch zeichneten sich deutliche Hinweise dafür ab, dass Leiharbeit dauerhaft intensiv zur Verringerung der Arbeitskosten eingesetzt wird. So ließ sich für die branchenspezifische Schwelle am 70%-Perzentil auch bei Kontrolle unbeobachteter Heterogenität feststellen, dass die Wahrscheinlichkeit einer dauerhaft intensiven Nutzung mit steigendem Lohnniveau wächst. Im Falle einheitlicher Schwellenwerte zeigten die gepoolten Modelle an, dass sich Betriebe umso eher

für eine dauerhaft intensive Nutzung entscheiden, je höher der Anteil an Beschäftigten mit einfachen Tätigkeiten ist. Bei Kontrolle unbeobachteter Heterogenität blieb dieser Effekt für den Zeitraum 2004-2008, nicht jedoch für 2005-2008 bestehen. Anzeichen für eine dauerhaft intensive Nutzung zur Vermeidung von Entlassungskosten oder zur Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit ergaben sich – anders als im Hinblick auf die Nutzungsintensität – nicht. Ferner legen die Ergebnisse nahe, dass auch reaktive Motive bei der Entscheidung für eine dauerhaft intensive Nutzung eine Rolle spielen.

Zusammengefasst sprechen die im fünften und sechsten Kapitel vorgestellten Schätzergebnisse dafür, dass Leiharbeit als Instrument zur strategischen Kostensenkung seit der Deregulierung der Arbeitnehmerüberlassung an Bedeutung gewonnen hat. So bestehen deutliche Anzeichen dafür, dass seither stärker und auch dauerhaft intensiv auf Leiharbeit zurückgegriffen wird, um die Arbeitskosten insbesondere im Bereich der einfachen Tätigkeiten zu reduzieren. Darüber hinaus wird Leiharbeit offenbar auch in höherem Umfang genutzt, um Entlassungskosten zu vermeiden und die betriebliche Wettbewerbsfähigkeit zu stärken. Somit können die Ergebnisse der qualitativen Studien von Holst et al. (2010) und Promberger (2006), die entsprechende Einsatzmotive in Betrieben mit strategischer Nutzung feststellen, weitgehend bestätigt werden. Inwieweit diese Motive jedoch tatsächlich für eine strategische Leiharbeitsnutzung von Bedeutung sind, lässt sich auf Grundlage der verwendeten Daten nicht untersuchen. Hierzu wären genauere Informationen zum betrieblichen Einsatzverhalten erforderlich, unter anderem unterjährige Angaben zur Nutzungsintensität.

Betriebliche Kostenvorteile ergeben sich insbesondere aus der Tatsache, dass Leiharbeitskräfte in der Regel geringer entlohnt werden als Stammbeschäftigte. Zwar lässt sich der Lohnabstand damit begründen, dass Leihbeschäftigte zu Beginn ihres Einsatzes weniger produktiv sind als Stammbeschäftigte. Doch gerade bei Tätigkeiten, die keine oder nur geringe Qualifikationen erfordern, dürfte sich die Arbeitsproduktivität nach einiger Zeit angleichen. Zudem muss bedacht werden, dass sich durch

Leiharbeit eine betriebsinterne Personalreserve erübrigt und Kosten für die Suche bis hin zur Entlassung eines Beschäftigten wegfallen. Folglich bestünde selbst im Falle einer Besserstellung von Leih- gegenüber Stammbeschäftigten, wie etwa in Frankreich praktiziert, der Anreiz, den temporären Bedarf an zusätzlichen Arbeitskräften im Betrieb über die Leiharbeit abzudecken.

Die Beseitigung von betrieblichen Kostenvorteilen, die aufgrund von Lohnunterschieden bestehen, entspräche den Vorschriften der EU-Leiharbeitsrichtlinie. Diese verlangt geringstenfalls die Gleichbehandlung von Leihbeschäftigten. Auch wenn tarifliche Vereinbarungen hiervon nach unten abweichen dürfen, sind die EU-Mitgliedstaaten ausdrücklich aufgefordert, einen missbräuchlichen Einsatz von Leiharbeit zu verhindern und ein ausgewogenes Verhältnis zwischen betrieblicher Flexibilität und sozialer Sicherheit der Beschäftigten zu wahren. Vor diesem Hintergrund hat der Gesetzgeber in Deutschland das AÜG um wesentliche Regelungen ergänzt und eine verbindliche Lohnuntergrenze festgelegt. Zudem einigten sich die Tarifpartner auf Branchenzuschläge, durch die eine an die Einsatzdauer gebundene, stufenweise Annäherung der Entlohnung an das Niveau der Stammbeschäftigten erfolgt. Zieht man das Tariflohniveau der Stammbeschäftigten heran, erhalten Leihbeschäftigte jedoch selbst in den höchsten Zuschlagsstufen geringere Stundenlöhne. Außerdem greift das Zuschlagssystem nur dann, wenn der Einsatzbetrieb einer der wenigen Branchen angehört, deren Gewerkschaften sich bislang mit den Arbeitgeberverbänden der Leiharbeitsbranche auf Zuschläge verständigt haben.

Die (weitere) Annäherung der Entlohnung an das Niveau der Stammbeschäftigten dürfte zu einer Verringerung der betrieblichen Kostenvorteile führen und damit einer Verdrängung von Stamm- durch Leihbeschäftigte entgegenwirken. Durch die Kopplung der Branchenzuschläge an die Einsatzdauer wird eine geringere Produktivität der Leiharbeitskräfte zu Beginn ihres Einsatzes berücksichtigt. Somit ist zu erwarten, dass die Funktion der Leiharbeit als Brücke in ein reguläres Beschäftigungsverhältnis in gleichem Umfang erhalten bleibt (vgl. Baumgarten et al. 2012a: 34). Jedoch ist mit Ausweichreaktionen seitens der Einsatzbetriebe zu rechnen (vgl. Baumgar-

ten et al. 2012a: 33, Jahn et al. 2011). Beispielsweise könnten Leihbeschäftigte nach einer bestimmten Einsatzzeit durch andere Leihbeschäftigte ersetzt werden, um vereinbarte Branchenzuschläge zu unterlaufen. Zudem könnten Betriebe auf andere Beschäftigungsformen ausweichen, die aufgrund einer relativ geringen Entlohnung und einer schnellen Reversibilität Kostenvorteile versprechen. Weiter ist nicht auszuschließen, dass sich eine Verringerung der Kostenvorteile negativ auf die betriebliche Entwicklung auswirkt, insbesondere in den Betrieben, die Leiharbeit strategisch zur Kostensenkung einsetzen. Insgesamt ist daher zu berücksichtigen, dass mit einer Verschiebung der relativen betrieblichen Kosten für interne und externe Flexibilisierungsinstrumente auch negative Auswirkungen auf Umfang und Struktur der Gesamtbeschäftigung verbunden sein können. Vor diesem Hintergrund sind gesetzliche und tarifvertragliche Änderungen zur Arbeitnehmerüberlassung nicht ohne einen entsprechenden Gesamtblick vorzunehmen.

A Tabellen zur Branchengliederung

Tabelle A.1: Branchengliederung der Wellen 2002, 2005-2008

IAB-Code	Bezeichnung laut IAB-Fragebogen (WZ 1993/WZ 2003)
1	Land- und Forstwirtschaft, Bergbau/Energie/Wasser
1	Land- und Forstwirtschaft, Fischerei und Fischzucht
2	Bergbau, Gewinnung v. Steinen u. Erden, Energie-/Wasserversorgung
2	Verarbeitendes Gewerbe
3	Nahrungs- und Genussmittelherstellung
4	Textil- und Bekleidungsindustrie, Ledergewerbe
5	Papier- und Druckgewerbe, Verlage
6	Holzgewerbe (ohne Möbelherstellung)
7	Chemische Industrie, Mineralölverarb., Kokerei, Spalt- u. Brutstoffe
8	Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren
9	Glasgewerbe, Keramik, Verarbeitung von Steinen und Erden
10	Metallerzeugung und -bearbeitung
11	Recycling
12	Herstellung von Metallerzeugnissen, Stahl- und Leichtmetallbau
13	Maschinenbau
14	Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen
15	Sonstiger Fahrzeugbau (Schiffe, Schienenfahrzeuge, u.a.)
16	Elektrotechnik, Herst. v. Büromaschinen u. Datenverarb.-geräten
17	Feinmechanik und Optik
18	Herstellung von Möbeln, Schmuck, Musikinstrumenten, u.a.
3	Baugewerbe
19	Bauhauptgew. (Vorbereitende Baustellenarb., Hoch- u. Tiefbau)
20	Bauinstallation und sonstiges Baugewerbe (Ausbaugewerbe)
4	Handel und Reparatur
21	Kraftfahrzeughandel und -reparatur, Tankstellen
22	Großhandel und Handelsvermittlung
23	Einzelhandel (ohne Kfz), Reparatur von Gebrauchsgütern
5	Verkehr und Nachrichtenübermittlung
24	Verkehr
25	Nachrichtenübermittlung
6	Kredit- und Versicherungsgewerbe
26	Kreditinstitute
27	Versicherungsgewerbe
7	Unternehmensnahe Dienstleistungen
28	Datenverarbeitung und Datenbanken
29	Forschung und Entwicklung
30	Rechts-, Steuer-, Unternehmensberatung, Werbung, Marktforschung
31	Grundstücks- und Wohnungswesen
32	Vermietung beweglicher Sachen, sonstige Dienstleistungen
8	Sonstige Dienstleistungen
33	Gaststätten, Beherbergungsgewerbe
34	Erziehung und Unterricht
35	Gesundheits-, Veterinär- und Sozialwesen
38	Andere Dienstleistungen (Wäscherei, Reinigung, Friseurgewerbe, u.a.)

Quelle: Fragebögen des IAB-Betriebspanels 2002 und 2005, eigene Darstellung.

Tabelle A.2: Branchengliederung der Wellen 2009-2011

IAB-Code	Bezeichnung laut IAB-Fragebogen (WZ 2008)
1	Land- und Forstwirtschaft, Bergbau/Energie/Wasser/Abfall
1	Land- und Forstwirtschaft, Fischerei
2	Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden
3	Energie-/Wasserversorg., Abwasser-/Abfallentsorg., Rückgewinnung
2	Verarbeitendes Gewerbe
4	Herstellung von Nahrungs- und Genussmitteln
5	Herstellung von Textilien, Bekleidung, Lederwaren und Schuhen
6	Herstellung von Holzwaren, Papier, Pappe und Druckerzeugnissen
7	Herstellung von chemischen und pharmazeutischen Erzeugnissen, Kokerei und Mineralölverarbeitung
8	Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren
9	Herstellung von Glas und Keramik; Verarbeitung von Steinen und Erden
10	Metallerzeugung und -bearbeitung
11	Herstellung von Metallerzeugnissen, Stahl- und Leichtmetallbau
12	Herst. v. Datenverarbeitungsgeräten, elektr. u. opt. Erzeugnissen
13	Herstellung von elektrischen Ausrüstungen
14	Maschinenbau
15	Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen, sonstiger Fahrzeugbau
16	Herst. v. Möbeln u. sonstigen Waren (z. B. Schmuck, Sportgeräte, u.a.)
17	Reparatur und Installation von Maschinen und Ausrüstungen
3	Baugewerbe
18	Hoch- und Tiefbau
19	Vorbereitende Baustellenarb., Bauinstallation u. sonstiges Ausbaugewerbe
4	Handel und Kfz-Reparatur
20	Kraftfahrzeughandel und -reparatur
21	Großhandel und Handelsvermittlung
22	Einzelhandel, Tankstellen
5	Verkehr und Lagerei
23	auch Parkhäuser, Bahnhöfe, Frachttumschlag, Postdienste u.ä.
24	Verlagswesen; Herst., Verleih u. Vertrieb v. Filmen; Rundfunkveranstalter; Telekommunikation; informationstechnolog. Dienstl. u. Informationsdienstl.
6	Finanz- und Versicherungsdienstleistungen
26	Finanz- und Versicherungsdienstleistungen
7	Unternehmensnahe Dienstleistungen
27	Grundstücks- und Wohnungswesen
28	Rechts- und Steuerberatung, Wirtschaftsprüfung
29	Verwaltung u. Führung von Unternehmen; Unternehmensberatung
30	Architektur- u. Ingenieurbüros; techn., physikal. u. chemische Untersuchung
31	Forschung und Entwicklung
32	Werbung und Marktforschung, Design, Fotografie, Übersetzung
35	Vermittlung und Überlassung von Arbeitskräften
34/36	Vermietung v. bewegl. Sachen, Reisegewerbe, Wach- u. Sicherheitsdienste, Garten- u. Landschaftsbau, sonst. wirtschaftl. Dienstleistungen
8	Sonstige Dienstleistungen
25	Beherbergung und Gastronomie
37	Erziehung und Unterricht
33/38	Gesundheits- und Sozialwesen, Veterinärwesen
40/41	Reparatur von Datenverarbeitungsgeräten und Gebrauchsgütern, Sonstige, überwiegend persönliche Dienstleistungen

Quelle: Fragebogen des IAB-Betriebspanels 2009, eigene Darstellung.

Tabelle A.3: Branchenaggregation zur Analyse der betrieblichen Determinanten der dauerhaft intensiven Leiharbeitsnutzung

IAB-Code	Branchen
1/2	Land- und Forstwirtschaft, Bergbau/Energie/Wasser
3	Herstellung von Nahrungs- und Genussmitteln
4	Textil-, Bekleidungs- und Ledergewerbe
5/6	Papier-, Druck- und Holzgewerbe
7/8	Chemische Industrie, Gummi- und Kunststoffwaren
9/11	Glasgewerbe, Keramik, Steine und Erden, Recycling
10/12	Erzeugung, Bearbeitung und Herstellung von Metall
13	Maschinenbau
14/15	Herstellung von Kraftwagen, Fahrzeugbau
16-18	Elektrotechnik, Feinmechanik, Herst. von Möbeln u.a.
19/20	Baugewerbe
21-23	Handel und Reparatur
24/25	Verkehr und Nachrichtenübermittlung
26/27	Kredit- und Versicherungsgewerbe
28-32	Unternehmensnahe Dienstleistungen
33-35/38	Sonstige Dienstleistungen

Quelle: Fragebogen des IAB-Betriebspanels 2005, eigene Darstellung.

B Tabellen zur deskriptiven Analyse

Tabelle B.1: Deskriptive Auswertung möglicher Einflussgrößen der Nutzungsintensität, Wellen 2005-2008

Variable	MW	Std.abw.	Min.	Max.	N
Betriebe mit Leiharbeit					
Lohnniveau	2,744	0,902	0,603	5,441	5.682
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,209	0,251	0	1	5.682
Gewinn-/Kapitalbeteiligung*	0,420	0,494	0	1	2.791
Anteil befristet Beschäftigter	0,063	0,100	0	1	5.682
Tarifbindung	0,506	0,500	0	1	5.682
übertarifliche Entlohnung	0,385	0,487	0	1	5.664
Betriebsrat	0,713	0,453	0	1	5.682
Kapitalgesellschaft	0,089	0,285	0	1	5.682
in ausländischem Eigentum	0,167	0,373	0	1	5.682
managergeführt**	0,560	0,496	0	1	4.835
exporttätig	0,591	0,492	0	1	5.682
Exportintensität	22,58	27,92	0	100	5.682
hoher Wettbewerbsdruck***	0,503	0,500	0	1	1.498
erwarteter Umsatzanstieg	0,403	0,490	0	1	5.682
unsichere Umsatzentwicklung	0,045	0,206	0	1	5.682
Erweiterungsinvestitionen	0,607	0,488	0	1	5.682
Anteil offener Stellen	0,014	0,053	0	2,824	5.682
guter technischer Stand	0,715	0,452	0	1	5.682
Anteil atypisch Beschäftigter	0,126	0,190	0	1	5.682
Einbetriebsunternehmen	0,552	0,497	0	1	5.682
Überstunden [†]	0,929	0,257	0	1	2.879
Überstundenausgleich [†]	0,776	0,417	0	1	2.879
Beschäftigungsveränd. Vj.	0,041	0,261	-0,779	10,23	5.682
Betriebe ohne Leiharbeit					
Lohnniveau	2,276	0,901	0,6	5,443	13.941
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,197	0,258	0	1	13.941
Gewinn-/Kapitalbeteiligung*	0,260	0,438	0	1	7.159
Anteil befristet Beschäftigter	0,078	0,155	0	1	13.941
Tarifbindung	0,467	0,499	0	1	13.941
übertarifliche Entlohnung	0,270	0,444	0	1	13.899
Betriebsrat	0,421	0,494	0	1	13.941
Kapitalgesellschaft	0,057	0,232	0	1	13.941
in ausländischem Eigentum	0,061	0,239	0	1	13.941
managergeführt**	0,389	0,488	0	1	10.591
exporttätig	0,264	0,441	0	1	13.941
Exportintensität	7,550	18,16	0	100	13.941
hoher Wettbewerbsdruck***	0,461	0,499	0	1	3.305
erwarteter Umsatzanstieg	0,271	0,444	0	1	13.941
unsichere Umsatzentwicklung	0,054	0,225	0	1	13.941
Erweiterungsinvestitionen	0,424	0,494	0	1	13.941
Anteil offener Stellen	0,016	0,058	0	1,654	13.941
guter technischer Stand	0,712	0,453	0	1	13.941
Anteil atypisch Beschäftigter	0,266	0,291	0	1	13.941
Einbetriebsunternehmen	0,686	0,464	0	1	13.941
Überstunden [†]	0,775	0,418	0	1	6.742
Überstundenausgleich [†]	0,507	0,500	0	1	6.742
Beschäftigungsveränd. Vj.	0,045	0,633	-0,937	49,33	13.941

* Wellen 2005/2007, ** ab Welle 2007, *** ab Welle 2008, [†] Wellen 2006/2008.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, eigene Berechnung.

Tabelle B.2: Deskriptive Auswertung möglicher Einflussgrößen der Nutzungsintensität, Wellen 2009-2011

Variable	MW	Std.abw.	Min.	Max.	N
Betriebe mit Leiharbeit					
Lohnniveau	2,802	0,915	0,672	5,5	3.634
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,201	0,244	0	1	3.634
Anteil befristet Beschäftigter	0,066	0,106	0	1	3.634
Tarifbindung	0,445	0,497	0	1	3.634
Betriebsrat	0,655	0,475	0	1	3.634
Kapitalgesellschaft	0,060	0,238	0	1	3.634
in ausländischem Eigentum	0,157	0,364	0	1	3.634
exporttätig	0,611	0,488	0	1	3.634
Exportintensität	21,56	27,06	0	100	3.634
hoher Wettbewerbsdruck	0,534	0,499	0	1	3.631
erwarteter Umsatzanstieg	0,380	0,485	0	1	3.634
unsichere Umsatzentwicklung	0,052	0,222	0	1	3.634
Erweiterungsinvestitionen	0,552	0,497	0	1	3.634
Anteil offener Stellen	0,014	0,035	0	1,034	3.634
guter technischer Stand	0,698	0,459	0	1	3.634
Anteil atypisch Beschäftigter	0,135	0,193	0	1	3.634
Einbetriebsunternehmen	0,584	0,493	0	1	3.634
Überstunden	0,879	0,326	0	1	3.623
Überstundenausgleich	0,207	0,405	0	1	3.623
Beschäftigungsveränd. Vj.	0,037	0,493	-0,881	26,67	3.634
Betriebe ohne Leiharbeit					
Lohnniveau	2,333	0,938	0,644	5,482	9.741
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,199	0,259	0	1	9.741
Anteil befristet Beschäftigter	0,080	0,157	0	1	9.741
Tarifbindung	0,413	0,492	0	1	9.741
Betriebsrat	0,374	0,484	0	1	9.741
Kapitalgesellschaft	0,037	0,189	0	1	9.741
in ausländischem Eigentum	0,062	0,241	0	1	9.741
exporttätig	0,313	0,464	0	1	9.741
Exportintensität	8,768	19,26	0	100	9.741
hoher Wettbewerbsdruck	0,478	0,500	0	1	9.735
erwarteter Umsatzanstieg	0,281	0,449	0	1	9.741
unsichere Umsatzentwicklung	0,065	0,247	0	1	9.741
Erweiterungsinvestitionen	0,394	0,489	0	1	9.741
Anteil offener Stellen	0,020	0,072	0	3,125	9.741
guter technischer Stand	0,700	0,458	0	1	9.741
Anteil atypisch Beschäftigter	0,270	0,291	0	1	9.741
Einbetriebsunternehmen	0,694	0,461	0	1	9.741
Überstunden	0,763	0,425	0	1	9.716
Überstundenausgleich	0,153	0,360	0	1	9.716
Beschäftigungsveränd. Vj.	0,039	0,719	-0,936	56,50	9.741

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, eigene Berechnung.

Tabelle B.3: Deskriptive Auswertung möglicher Einflussgrößen der Nutzungsintensität, Welle 2002

Variable	MW	Std.abw.	Min.	Max.	N
Betriebe mit Leiharbeit					
Lohnniveau	2,620	0,842	0,772	5,495	1.151
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,236	0,253	0	1	1.151
Anteil befristet Beschäftigter	0,051	0,095	0	1	1.151
Tarifbindung	0,614	0,487	0	1	1.151
Betriebsrat	0,789	0,408	0	1	1.151
Kapitalgesellschaft	0,119	0,324	0	1	1.151
in ausländischem Eigentum	0,162	0,369	0	1	1.151
exportttätig	0,586	0,493	0	1	1.151
Exportintensität	21,35	26,70	0	100	1.151
Erweiterungsinvestitionen	0,613	0,487	0	1	1.151
erwarteter Umsatzanstieg	0,293	0,455	0	1	1.151
unsichere Umsatzentwicklung	0,042	0,200	0	1	1.151
Anteil offener Stellen	0,009	0,022	0	0,316	1.151
guter technischer Stand	0,709	0,454	0	1	1.151
Anteil atypisch Beschäftigter	0,102	0,159	0	1	1.151
Einbetriebsunternehmen	0,559	0,497	0	1	1.151
Beschäftigungsveränd. Vj.	0,011	0,162	-0,738	2,052	1.151
Betriebe ohne Leiharbeit					
Lohnniveau	2,183	0,867	0,554	5,516	4.140
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,239	0,274	0	1	4.140
Anteil befristet Beschäftigter	0,064	0,155	0	1	4.140
Tarifbindung	0,514	0,500	0	1	4.140
übertarifliche Entlohnung	0,541	0,498	0	1	2.803
Betriebsrat	0,482	0,500	0	1	4.140
Kapitalgesellschaft	0,057	0,232	0	1	4.140
in ausländischem Eigentum	0,060	0,237	0	1	4.140
exportttätig	0,296	0,456	0	1	4.140
Exportintensität	8,114	18,14	0	100	4.140
erwarteter Umsatzanstieg	0,196	0,397	0	1	4.140
unsichere Umsatzentwicklung	0,060	0,238	0	1	4.140
Erweiterungsinvestitionen	0,472	0,499	0	1	4.140
Anteil offener Stellen	0,011	0,049	0	1,875	4.140
guter technischer Stand	0,702	0,457	0	1	4.140
Anteil atypisch Beschäftigter	0,227	0,275	0	1	4.140
Einbetriebsunternehmen	0,676	0,468	0	1	4.140
Überstunden	0,816	0,388	0	1	4.137
Überstundenausgleich	0,564	0,496	0	1	4.137
Beschäftigungsveränd. Vj.	0,015	0,331	-0,878	7,818	4.140

Quelle: IAB-Betriebspanel, Welle 2002, eigene Berechnung.

Tabelle B.4: Deskriptive Auswertung möglicher Einflussgrößen der dauerhaft intensiven Nutzung, Betriebe mit und ohne Leiharbeit, Wellen 2005-2008

Variable	MW	Std.abw.	Min	Max	N
Lohnniveau	2,658	0,852	0,75	5,386	2.370
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,206	0,249	0	0,982	2.370
Anteil befristet Beschäftigter	0,056	0,091	0	0,993	2.370
Tarifbindung	0,503	0,500	0	1	2.370
Betriebsrat	0,678	0,467	0	1	2.370
Kapitalgesellschaft	0,085	0,279	0	1	2.370
in ausländischem Eigentum	0,134	0,340	0	1	2.370
exportttätig	0,563	0,496	0	1	2.370
erwarteter Umsatzanstieg	0,377	0,485	0	1	2.370
unsichere Umsatzentwicklung	0,041	0,197	0	1	2.370
Erweiterungsinvestitionen	0,562	0,496	0	1	2.370
Anteil offener Stellen	0,011	0,037	0	1,154	2.370
guter technischer Stand	0,707	0,455	0	1	2.370
Anteil atypisch Beschäftigter	0,133	0,198	0	1	2.370
Einbetriebsunternehmen	0,607	0,489	0	1	2.370

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, eigene Berechnung.

C Tabellen zur Analyse von Determinanten der Nutzungsintensität

C.1 Schätzergebnisse für den Zeitraum 2005-2008

Tabelle C.1: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,028 0,054	(0,068) (0,047)	0,003 0,154***	(0,058) (0,050)	-0,041 -0,021	(0,069) (0,043)
H6: exporttätig	0,011	(0,039)	0,118***	(0,034)	-0,161***	(0,042)
erwarteter Umsatzanstieg	0,072***	(0,022)	0,162***	(0,028)	0,103***	(0,031)
unsichere Umsatzentwickl.	0,044	(0,075)	0,044	(0,053)	0,100	(0,076)
Erweiterungsinvestitionen	0,063***	(0,023)	0,124***	(0,028)	0,040	(0,031)
Anteil offener Stellen	0,610*	(0,348)	0,207	(0,250)	2,642***	(0,906)
guter technischer Stand	-0,088***	(0,032)	-0,053*	(0,028)	-0,025	(0,034)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,475***	(0,119)	-0,510***	(0,103)	-0,776***	(0,174)
Einbetriebsunternehmen	-0,106***	(0,036)	-0,228***	(0,040)	-0,081**	(0,039)
Konstante	-2,135***	(0,087)	-0,088	(0,087)	-2,717***	(0,109)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	997,02***		155,89***		490,51***	
Wald-Test Het.-Gl.	594,74***			123,50***		
Log-Likelihood	-1.811,23			-10.285,86		
# Beobachtungen	19.623			19.623		
# Betriebe	8.388			8.388		

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.2: Schätzergebnisse des CRE Tobit-Modells und des einfachen Hürdenmodells ohne Kontrolle der direkten Motive, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE Tobit-Modell		IS Einfaches Hürdenmodell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H5: Kapitalgesellschaft in ausländ. Eigentum	-0,001 0,000	(0,005) (0,005)	-0,017 0,153***	(0,060) (0,050)	-9,68E-07 -4,84E-08	(7,37E-07) (5,10E-07)
H6: exporttätig	0,005	(0,004)	0,135***	(0,036)	-1,50E-06***	(4,22E-07)
erwart. Umsatzanstieg	0,010***	(0,002)	0,177***	(0,025)	9,51E-07***	(3,01E-07)
uns. Umsatzentwickl.	-0,007	(0,004)	0,019	(0,056)	-1,66E-07	(7,95E-07)
Erweiterungsinvest.	0,005**	(0,002)	0,136***	(0,026)	2,84E-07	(3,30E-07)
Ant. offener Stellen	0,023	(0,037)	0,072	(0,242)	2,97E-05***	(4,39E-06)
guter techn. Stand	-0,005*	(0,003)	-0,061**	(0,030)	-5,70E-07	(3,55E-07)
Ant. atypisch Beschäft.	-0,035***	(0,010)	-0,569***	(0,074)	-3,84E-06***	(1,28E-06)
Einbetriebsunt.	-0,005*	(0,003)	-0,233***	(0,031)	-1,05E-06***	(3,89E-07)
Konstante	-0,052***	(0,007)	-0,374***	(0,088)	9,06E-05***	(1,03E-06)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.021,71***		2.528,11***		1.264,25***	
Wald-Test Het.-Gl.	686,80***		7.086,45***			
$\hat{\kappa}$	16,04***		101.581,20***			
Log-Likelihood	582,02		1.272,19			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im CRE Tobit-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die abgebildeten Regressoren sowie die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.3: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der indirekten Motive, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
Koeff.			Std.	Koeff.	Std.	Koeff.
H1: Lohnniveau	0,296***	(0,082)	0,334***	(0,072)	-0,036	(0,024)
Lohnniveau ²	-0,040***	(0,014)	-0,036***	(0,012)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,293***	(0,087)	0,346***	(0,067)	0,445***	(0,086)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	1,299***	(0,372)	1,445***	(0,283)	0,053	(0,179)
(Anteil befristet Beschäft.) ²	-2,612***	(0,736)	-2,048***	(0,389)		
H3: Tarifbindung	-0,021	(0,038)	-0,061**	(0,028)	0,054	(0,036)
H4: Betriebsrat	0,080	(0,052)	0,250***	(0,038)	-0,067	(0,050)
erwarteter Umsatzanstieg	0,078***	(0,029)	0,160***	(0,026)	0,095***	(0,029)
unsichere Umsatzentwickl.	0,076	(0,102)	0,057	(0,051)	0,085	(0,070)
Erweiterungsinvestitionen	0,056**	(0,027)	0,111***	(0,026)	0,037	(0,029)
Anteil offener Stellen	0,855**	(0,409)	0,484**	(0,234)	2,423***	(0,946)
guter technischer Stand	-0,098***	(0,034)	-0,030	(0,026)	-0,015	(0,033)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,456***	(0,120)	-0,452***	(0,081)	-0,911***	(0,170)
Einbetriebsunternehmen	-0,123***	(0,047)	-0,167***	(0,033)	-0,074**	(0,036)
Konstante	-2,694***	(0,151)	-0,850***	(0,143)	-2,768***	(0,125)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	966,65***		156,79***		554,94***	
Wald-Test Het.-Gl.	509,28***			136,18***		
Log-Likelihood	-1.798,85			-10.110,19		
# Beobachtungen	19.623			19.623		
# Betriebe	8.388			8.388		

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.4: Schätzergebnisse des einfachen Hürden- und des Doppelhürdenmodells ohne Kontrolle der indirekten Motive, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	CRE Tobit-Modell			IS Einfaches Hürdenmodell			IS Doppelhürdenmodell							
	Koeff.	Stdf.		Koeff.	Stdf.		Koeff.	Stdf.						
H1: Lohnniveau Lohnniveau ²	0,029*** -0,004***	(0,005) (0,001)		0,399*** -0,044***	(0,073) (0,012)		-4,11E-07 -1,24E-08	(9,89E-07) (1,69E-07)		0,393*** -0,043***	(0,073) (0,012)		1,06E-06 -1,88E-07	(1,06E-06) (1,81E-07)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,012*	(0,007)		0,350***	(0,069)		5,13E-06***	(8,80E-07)		0,346***	(0,069)		6,32E-06***	(9,48E-07)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	0,133*** -0,216***	(0,022) (0,037)		1,837*** -2,664***	(0,273) (0,417)		4,73E-06 -8,96E-06	(3,71E-06) (6,18E-06)		1,852*** -2,682***	(0,273) (0,417)		1,12E-05*** -1,84E-05***	(3,95E-06) (6,46E-06)
H3: Tarifbindung	-0,004	(0,003)		-0,074**	(0,032)		3,38E-07	(3,72E-07)		-0,073**	(0,032)		3,31E-08	(4,01E-07)
H4: Betriebsrat	0,022***	(0,005)		0,303***	(0,038)		-4,90E-07	(4,69E-07)		0,305***	(0,038)		5,50E-07	(5,11E-07)
erwarteter Umsatzanstieg	0,009***	(0,002)		0,186***	(0,025)		9,23E-07***	(2,94E-07)		0,189***	(0,025)		1,54E-06***	(3,17E-07)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,006	(0,004)		0,040	(0,057)		-2,70E-07	(7,75E-07)		0,036	(0,057)		-1,53E-07	(8,14E-07)
Erweiterungsinvestitionen	0,004**	(0,002)		0,130***	(0,026)		1,75E-07	(3,23E-07)		0,130***	(0,026)		6,15E-07*	(3,43E-07)
Anteil offener Stellen	0,067*	(0,036)		0,453**	(0,216)		3,05E-05***	(4,40E-06)		0,442**	(0,212)		3,22E-05***	(4,47E-06)
guter technischer Stand	-0,004	(0,003)		-0,043	(0,030)		-4,53E-07	(3,51E-07)		-0,042	(0,030)		-6,05E-07	(3,77E-07)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,034***	(0,010)		-0,547***	(0,078)		-6,08E-06***	(1,31E-06)		-0,556***	(0,078)		-8,22E-06***	(1,39E-06)
Einbetriebsunternehmen	-0,005*	(0,003)		-0,188***	(0,031)		-1,06E-06***	(3,86E-07)		-0,185***	(0,031)		-1,68E-06***	(4,18E-07)
Konstante	-0,109***	(0,010)		-1,261***	(0,137)		8,87E-05***	(1,79E-06)		-1,271***	(0,138)		8,11E-05***	(2,12E-06)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1,061,18***			2,733,77***			1,339,11***			2,698,57***			1,343,98***	
Wald-Test Het-Gl.	823,68***			328,58***			103,074,90***			221,71***			101,632,00***	
$\hat{\alpha}$	15,84***												5,16E-06***	
$\hat{\sigma}_{12}$														
Log-Likelihood	852,36			1,486,03						1,501,13				
# Beobachtungen	19,623			19,623						19,623				
# Betriebe	8,388			8,388						8,388				

*, **, *** signifikant auf 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im CRE Tobit-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het-Gl) enthält die abgebildeten Regressoren sowie die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.5: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der reaktiven Motive, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Stdf.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
H1: Lohnniveau	0,308***	(0,082)	0,299***	(0,069)	-0,039	(0,024)
Lohnniveau ²	-0,043***	(0,014)	-0,033***	(0,012)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,293***	(0,088)	0,312***	(0,063)	0,399***	(0,083)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	1,315***	(0,394)	1,439***	(0,279)	0,120	(0,173)
(Anteil befristet Beschäft.) ²	-2,478***	(0,769)	-1,965***	(0,379)		
H3: Tarifbindung	-0,021	(0,036)	-0,054**	(0,027)	0,054	(0,036)
H4: Betriebsrat	0,049	(0,050)	0,230***	(0,036)	-0,079	(0,049)
H5: Kapitalgesellschaft	0,015	(0,067)	-0,018	(0,051)	-0,030	(0,062)
in ausländischem Eigentum	0,041	(0,050)	0,095**	(0,045)	-0,002	(0,040)
H6: exporttätig	-0,013	(0,044)	0,102***	(0,032)	-0,128***	(0,039)
guter technischer Stand	-0,076**	(0,031)	-0,012	(0,025)	-0,003	(0,032)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,511***	(0,120)	-0,411***	(0,078)	-0,914***	(0,167)
Einbetriebsunternehmen	-0,118***	(0,040)	-0,152***	(0,032)	-0,081**	(0,036)
Konstante	-2,634***	(0,145)	-0,742***	(0,136)		
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.078,89***		150,55***		540,90***	
Wald-Test Het.-Gl.	720,78***		113,62***			
Log-Likelihood	-1.806,91		-10.153.31			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.6: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Berücksichtigung der Lohnquartile, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,185**	(0,073)	0,160***	(0,062)	-0,073	(0,070)
2. Quartil	0,027	(0,028)	0,036	(0,026)	0,035	(0,027)
3. Quartil	-0,022	(0,036)	-0,002	(0,032)	0,023	(0,034)
4. Quartil	-0,066	(0,045)	-0,019	(0,039)	0,031	(0,041)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,289***	(0,092)	0,327***	(0,065)	0,429***	(0,085)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,409***	(0,422)	1,402***	(0,277)	0,059	(0,176)
	-2,766***	(0,838)	-1,986***	(0,380)		
H3: Tarifbindung	-0,014	(0,037)	-0,048*	(0,027)	0,050	(0,035)
H4: Betriebsrat	0,076	(0,058)	0,249***	(0,038)	-0,067	(0,049)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,026	(0,072)	-0,023	(0,051)	-0,021	(0,062)
	0,031	(0,051)	0,089*	(0,046)	0,003	(0,040)
H6: exporttätig	-0,016	(0,045)	0,086***	(0,032)	-0,140***	(0,039)
erwarteter Umsatzanstieg	0,073***	(0,025)	0,149***	(0,026)	0,101***	(0,029)
unsichere Umsatzentwickl.	0,057	(0,093)	0,052	(0,049)	0,093	(0,069)
Erweiterungsinvestitionen	0,060**	(0,026)	0,103***	(0,025)	0,045	(0,029)
Anteil offener Stellen	0,942**	(0,481)	0,441**	(0,224)	2,318**	(0,926)
guter technischer Stand	-0,096***	(0,035)	-0,031	(0,025)	-0,016	(0,032)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,493***	(0,126)	-0,415***	(0,080)	-0,891***	(0,166)
Einbetriebsunternehmen	-0,115***	(0,042)	-0,155***	(0,032)	-0,075**	(0,036)
Konstante	-2,603***	(0,143)	-0,718***	(0,136)	-2,609***	(0,159)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.176,05***		156,20***		574,62***	
Wald-Test Het.-Gl.	807,05***		120,20***			
Log-Likelihood	-1.791,67		-10.097,54			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.7: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Interaktion zwischen Lohnniveau und Anteil einfacher Tätigkeiten, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,301***	(0,084)	0,324***	(0,074)	-0,023	(0,030)
Lohnniveau ²	-0,043***	(0,014)	-0,036***	(0,012)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,178	(0,152)	0,402***	(0,139)	0,503**	(0,222)
Lohnn. × Ant. einf. Tätigk.	0,053	(0,060)	-0,033	(0,060)	-0,030	(0,080)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,359***	(0,399)	1,374***	(0,272)	0,051	(0,173)
	-2,659***	(0,772)	-1,951***	(0,374)		
H3: Tarifbindung	-0,020	(0,036)	-0,053**	(0,027)	0,050	(0,035)
H4: Betriebsrat	0,064	(0,055)	0,242***	(0,037)	-0,062	(0,049)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,023	(0,070)	-0,020	(0,051)	-0,023	(0,062)
	0,041	(0,051)	0,092**	(0,046)	0,001	(0,040)
H6: exporttätig	-0,016	(0,044)	0,083***	(0,032)	-0,136***	(0,039)
erwarteter Umsatzanstieg	0,073***	(0,024)	0,150***	(0,026)	0,102***	(0,029)
unsichere Umsatzentwickl.	0,058	(0,089)	0,055	(0,049)	0,090	(0,068)
Erweiterungsinvestitionen	0,060**	(0,025)	0,103***	(0,025)	0,045	(0,029)
Anteil offener Stellen	0,911*	(0,469)	0,444**	(0,220)	2,276**	(0,914)
guter technischer Stand	-0,092***	(0,034)	-0,029	(0,025)	-0,016	(0,032)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,476***	(0,124)	-0,412***	(0,078)	-0,893***	(0,167)
Einbetriebsunternehmen	-0,117***	(0,041)	-0,154***	(0,032)	-0,074**	(0,036)
Konstante	-2,670***	(0,154)	-0,877***	(0,147)	-2,682***	(0,135)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.174,92***		156,83***		586,31***	
Wald-Test Het.-Gl.	767,03***			120,93***		
Log-Likelihood	-1.792,47			-10.098,72		
# Beobachtungen	19.623			19.623		
# Betriebe	8.388			8.388		

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.8: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle von Gewinn- und Kapitalbeteiligung, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
Koeff.			Std.	Koeff.	Std.	Koeff.
H1: Gewinn-/Kapitalbeteiligung	0,018	(0,037)	0,052*	(0,028)	-0,032	(0,033)
Lohnniveau	0,346***	(0,091)	0,313***	(0,073)	-0,023	(0,025)
Lohnniveau ²	-0,048***	(0,015)	-0,035***	(0,012)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,297***	(0,093)	0,361***	(0,069)	0,393***	(0,089)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,348***	(0,388)	1,295***	(0,285)	0,075	(0,192)
	-2,586***	(0,742)	-1,857***	(0,395)		
H3: Tarifbindung	-0,014	(0,039)	-0,047*	(0,028)	0,057	(0,036)
H4: Betriebsrat	0,076	(0,058)	0,236***	(0,038)	-0,058	(0,051)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,009	(0,070)	-0,017	(0,053)	-0,015	(0,064)
	0,037	(0,054)	0,089*	(0,048)	0,001	(0,041)
H6: exporttätig	-0,009	(0,048)	0,086***	(0,034)	-0,115***	(0,041)
erwarteter Umsatzanstieg	0,076***	(0,027)	0,144***	(0,026)	0,091***	(0,030)
unsichere Umsatzentwickl.	0,080	(0,101)	0,054	(0,051)	0,098	(0,072)
Erweiterungsinvestitionen	0,061**	(0,027)	0,087***	(0,025)	0,048	(0,030)
Anteil offener Stellen	0,933**	(0,472)	0,388*	(0,223)	2,073**	(0,933)
guter technischer Stand	-0,100***	(0,035)	-0,022	(0,026)	-0,040	(0,034)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,458***	(0,127)	-0,421***	(0,084)	-0,791***	(0,169)
Einbetriebsunternehmen	-0,126***	(0,045)	-0,140***	(0,033)	-0,083**	(0,038)
Konstante	-2,759***	(0,160)	-0,898***	(0,149)	-2,678***	(0,130)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	2.209,05***		142,03***		551,34***	
Wald-Test Het.-Gl.	764,69***		110,15***			
Log-Likelihood	-1.624,03		-9.242,56			
# Beobachtungen	17.959		17.959			
# Betriebe	7.372		7.372			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.9: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Interaktion zwischen Lohnniveau und Tarifbindung, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,417***	(0,111)	0,375***	(0,089)	-0,016	(0,029)
Lohnniveau ²	-0,062***	(0,020)	-0,043***	(0,016)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,296***	(0,091)	0,331***	(0,064)	0,430 ***	(0,084)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,358***	(0,397)	1,382***	(0,273)	0,060	(0,174)
	-2,651***	(0,768)	-1,951***	(0,375)		
H3: Tarifbindung	0,226	(0,194)	0,199	(0,151)	0,124	(0,109)
Lohnniveau × Tarifbindung	-0,185	(0,136)	-0,166	(0,116)	-0,027	(0,038)
Lohnniveau ² × Tarifbindung	0,031	(0,023)	0,023	(0,021)		
H4: Betriebsrat	0,062	(0,055)	0,242***	(0,037)	-0,065	(0,049)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,024	(0,070)	-0,020	(0,051)	-0,020	(0,062)
	0,040	(0,051)	0,093**	(0,046)	0,002	(0,040)
H6: exporttätig	-0,017	(0,044)	0,081***	(0,032)	-0,136 ***	(0,039)
erwarteter Umsatzanstieg	0,072***	(0,024)	0,149***	(0,025)	0,100 ***	(0,029)
unsichere Umsatzentwickl.	0,057	(0,088)	0,058	(0,048)	0,092	(0,068)
Erweiterungsinvestitionen	0,061**	(0,025)	0,104***	(0,025)	0,045	(0,029)
Anteil offener Stellen	0,886*	(0,484)	0,434**	(0,222)	2,281 **	(0,907)
guter technischer Stand	-0,094***	(0,034)	-0,030	(0,025)	-0,017	(0,032)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,495***	(0,124)	-0,416***	(0,079)	-0,889 ***	(0,165)
Einbetriebsunternehmen	-0,117***	(0,041)	-0,155***	(0,032)	-0,074 **	(0,036)
Konstante	-2,822***	(0,170)	-0,945	(0,157)	-2,698	(0,132)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.181,39***		155,84***		579,63***	
Wald-Test Het.-Gl.	774,83***				120,89***	
Log-Likelihood	-1.792,34				-10.096,23	
# Beobachtungen	19.623				19.623	
# Betriebe	8.388				8.388	

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.10: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für tarifgebundene Betriebe, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,191	(0,142)	0,176	(0,107)	-0,027	(0,034)
Lohnniveau ²	-0,021	(0,023)	-0,015	(0,018)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	-0,028	(0,121)	0,322***	(0,102)	0,252**	(0,113)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,875***	(0,671)	1,961***	(0,659)	0,672*	(0,376)
	-4,348***	(1,541)	-3,292***	(1,194)		
H4: Betriebsrat	0,031	(0,081)	0,265***	(0,060)	-0,113	(0,079)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,145	(0,118)	0,033	(0,069)	0,078	(0,074)
	-0,071	(0,086)	0,040	(0,063)	-0,034	(0,051)
H6: exporttätig	0,074	(0,080)	0,138***	(0,053)	-0,160***	(0,059)
erwarteter Umsatzanstieg	0,101**	(0,041)	0,162***	(0,042)	0,070*	(0,040)
unsichere Umsatzentwickl.	0,120	(0,122)	-0,038	(0,070)	0,088	(0,088)
Erweiterungsinvestitionen	0,003	(0,039)	0,131***	(0,039)	0,047	(0,042)
Anteil offener Stellen	0,303***	(0,112)	0,317	(0,391)	2,984**	(1,325)
guter technischer Stand	-0,123**	(0,051)	-0,044	(0,039)	-0,013	(0,044)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,308*	(0,161)	-0,490***	(0,149)	-1,388***	(0,318)
Einbetriebsunternehmen	-0,118*	(0,067)	-0,143***	(0,046)	-0,066	(0,049)
Konstante	-2,423***	(0,265)	-0,775***	(0,230)	-2,648***	(0,180)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.355,29***		96,48**		469,03***	
Wald-Test Het.-Gl.	957,55***			91,81***		
Log-Likelihood	-825,78		-4.801,62			
# Beobachtungen	9.382		9.382			
# Betriebe	4.441		4.441			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält Kontrollgrößen.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.11: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der übertariflichen Entlohnung, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,337***	(0,102)	0,313***	(0,069)	-0,028	(0,023)
Lohnniveau ²	-0,047***	(0,016)	-0,035***	(0,012)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,311***	(0,102)	0,331***	(0,064)	0,425***	(0,084)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,420***	(0,474)	1,329***	(0,270)	0,054	(0,171)
	-2,831***	(1,019)	-1,885***	(0,371)		
H3: Tarifbindung	-0,054	(0,046)	-0,072**	(0,030)	0,021	(0,039)
übertarifliche Entlohnung	0,081	(0,057)	0,042	(0,030)	0,065*	(0,039)
H4: Betriebsrat	0,068	(0,064)	0,238***	(0,037)	-0,068	(0,049)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,019	(0,071)	-0,020	(0,051)	-0,020	(0,062)
	0,042	(0,053)	0,098**	(0,045)	0,002	(0,039)
H6: exporttätig	-0,019	(0,046)	0,080**	(0,032)	-0,136***	(0,038)
erwarteter Umsatzanstieg	0,075***	(0,027)	0,148***	(0,025)	0,100***	(0,029)
unsichere Umsatzentwickl.	0,066	(0,105)	0,054	(0,048)	0,093	(0,068)
Erweiterungsinvestitionen	0,059**	(0,027)	0,103***	(0,025)	0,044	(0,029)
Anteil offener Stellen	0,896*	(0,482)	0,423*	(0,218)	2,239**	(0,895)
guter technischer Stand	-0,098***	(0,037)	-0,029	(0,025)	-0,017	(0,032)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,483***	(0,126)	-0,394***	(0,078)	-0,869***	(0,163)
Einbetriebsunternehmen	-0,123**	(0,049)	-0,152***	(0,032)	-0,071**	(0,035)
Konstante	-2,735***	(0,178)	-0,863***	(0,141)	-2,670***	(0,124)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.161,88***		157,03***		588,77***	
Wald-Test Het.-Gl.	776,61***		117,95***			
Log-Likelihood	-1.787,63		-10.064,72			
# Beobachtungen	19.563		19.563			
# Betriebe	8.371		8.371			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.12: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für tarifgebundene Betriebe bei Kontrolle der übertariflichen Entlohnung, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
Koeff.			Std.	Koeff.	Std.	Koeff.
H1: Lohnniveau	0,213*	(0,123)	0,172	(0,106)	-0,026	(0,034)
Lohnniveau ²	-0,025	(0,019)	-0,015	(0,018)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	-0,033	(0,113)	0,318***	(0,101)	0,246**	(0,111)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,819***	(0,516)	1,865***	(0,640)	0,680*	(0,370)
	-4,247***	(1,009)	-3,144***	(1,156)		
H3: übertarifliche Entlohnung	0,057	(0,042)	0,060	(0,040)	0,029	(0,044)
H4: Betriebsrat	0,048	(0,075)	0,267***	(0,060)	-0,120	(0,078)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,146	(0,121)	0,035	(0,068)	0,078	(0,073)
	-0,078	(0,079)	0,050	(0,062)	-0,035	(0,050)
H6: exporttätig	0,073	(0,085)	0,134**	(0,052)	-0,158***	(0,058)
erwarteter Umsatzanstieg	0,115***	(0,037)	0,157***	(0,042)	0,068*	(0,039)
unsichere Umsatzentwickl.	0,125	(0,124)	-0,041	(0,068)	0,085	(0,086)
Erweiterungsinvestitionen	0,010	(0,038)	0,130***	(0,039)	0,043	(0,041)
Anteil offener Stellen	0,304***	(0,108)	0,270	(0,380)	2,957**	(1,290)
guter technischer Stand	-0,122**	(0,052)	-0,047	(0,038)	-0,015	(0,044)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,275*	(0,167)	-0,462***	(0,147)	-1,372***	(0,316)
Einbetriebsunternehmen	-0,122*	(0,067)	-0,137***	(0,045)	-0,063	(0,048)
Konstante	-2,499***	(0,251)	-0,803***	(0,230)	-2,648***	(0,179)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.344,53***		97,32**		478,61***	
Wald-Test Het.-Gl.	1.014,25***		91,04***			
Log-Likelihood	-821,50		-4.776,70			
# Beobachtungen	9.341		9.341			
# Betriebe	4.427		4.427			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.13: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Interaktion zwischen Kapitalgesellschaft und ausländischem Eigentum, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
Koeff.			Std.	Koeff.	Std.	Koeff.
H1: Lohnniveau	0,322***	(0,087)	0,310***	(0,070)	-0,029	(0,024)
Lohnniveau ²	-0,045***	(0,014)	-0,034***	(0,012)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,297***	(0,092)	0,334***	(0,065)	0,432***	(0,084)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,376***	(0,403)	1,373***	(0,273)	0,050	(0,173)
	-2,709***	(0,790)	-1,944***	(0,375)		
H3: Tarifbindung	-0,023	(0,037)	-0,053*	(0,027)	0,050	(0,035)
H4: Betriebsrat	0,065	(0,056)	0,241***	(0,037)	-0,062	(0,049)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,054	(0,073)	-0,005	(0,053)	0,003	(0,067)
Kapitalges. × ausl. Eigentum	0,059	(0,052)	0,105**	(0,048)	0,014	(0,041)
	-0,219*	(0,118)	-0,129	(0,159)	-0,171	(0,153)
H6: exporttätig	-0,018	(0,045)	0,082***	(0,032)	-0,136***	(0,039)
erwarteter Umsatzanstieg	0,074***	(0,025)	0,150***	(0,026)	0,102***	(0,029)
unsichere Umsatzentwickl.	0,055	(0,090)	0,054	(0,049)	0,092	(0,068)
Erweiterungsinvestitionen	0,061**	(0,025)	0,103***	(0,025)	0,043	(0,029)
Anteil offener Stellen	0,906*	(0,482)	0,445**	(0,221)	2,280**	(0,908)
guter technischer Stand	-0,093***	(0,034)	-0,028	(0,025)	-0,016	(0,032)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,488***	(0,123)	-0,408***	(0,078)	-0,886***	(0,165)
Einbetriebsunternehmen	-0,117***	(0,041)	-0,154***	(0,032)	-0,073**	(0,036)
Konstante	-2,699***	(0,156)	-0,856***	(0,141)	-2,669***	(0,125)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.191,81***		156,90***		579,49***	
Wald-Test Het.-Gl.	775,93***			121,38***		
Log-Likelihood	-1.792,23			-10.098,20		
# Beobachtungen	19.623			19.623		
# Betriebe	8.388			8.388		

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.14: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Art der Geschäftsführung, Koeffizienten, Wellen 2007-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
Koeff.			Std.	Koeff.	Std.	Koeff.
H1: Lohnniveau	0,167***	(0,061)	0,342***	(0,087)	-0,027	(0,028)
Lohnniveau ²	-0,026**	(0,010)	-0,041***	(0,014)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,260***	(0,067)	0,301***	(0,075)	0,469***	(0,099)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	0,970***	(0,228)	1,563***	(0,341)	-0,049	(0,200)
	-1,568***	(0,373)	-2,100***	(0,481)		
H3: Tarifbindung	-0,003	(0,023)	-0,058*	(0,033)	0,061	(0,041)
H4: Betriebsrat	0,053*	(0,031)	0,253***	(0,046)	-0,099*	(0,059)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum manageregeführt	-0,015	(0,046)	-0,069	(0,063)	-0,016	(0,072)
	-0,001	(0,029)	0,034	(0,055)	-0,007	(0,046)
	0,083**	(0,036)	0,091**	(0,039)	0,033	(0,048)
H6: exporttätig	-0,033	(0,027)	0,091**	(0,038)	-0,162***	(0,045)
erwarteter Umsatzanstieg	0,103***	(0,027)	0,175***	(0,031)	0,106***	(0,033)
unsichere Umsatzentwickl.	0,040	(0,050)	0,028	(0,058)	0,118	(0,080)
Erweiterungsinvestitionen	0,078***	(0,022)	0,118***	(0,029)	0,049	(0,033)
Anteil offener Stellen	0,679***	(0,238)	0,414	(0,275)	3,624***	(0,593)
guter technischer Stand	-0,031	(0,021)	-0,044	(0,030)	-0,034	(0,037)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,502***	(0,118)	-0,475***	(0,094)	-0,917***	(0,189)
Einbetriebsunternehmen	-0,061**	(0,027)	-0,170***	(0,039)	-0,079*	(0,043)
Konstante	-2,397***	(0,110)	-0,737***	(0,168)	-2,587***	(0,138)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.651,82***		124,03***		477,54***	
Wald-Test Het.-Gl.	480,04***		77,64***			
Log-Likelihood	-1.571,60		-8.336,46			
# Beobachtungen	15.426		15.426			
# Betriebe	5.948		5.948			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2007-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.15: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Exportintensität, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,329***	(0,116)	0,325***	(0,071)	-0,031	(0,024)
Lohnniveau ²	-0,045**	(0,020)	-0,036***	(0,012)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,307***	(0,098)	0,339***	(0,065)	0,438***	(0,085)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,456***	(0,510)	1,396***	(0,276)	0,060	(0,176)
	-2,916***	(1,139)	-1,986***	(0,381)		
H3: Tarifbindung	-0,021	(0,038)	-0,058**	(0,028)	0,055	(0,035)
H4: Betriebsrat	0,077	(0,061)	0,242***	(0,038)	-0,063	(0,049)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,026	(0,072)	-0,019	(0,052)	-0,024	(0,063)
	0,061	(0,055)	0,091**	(0,047)	0,003	(0,040)
H6: Exportintensität	-0,001	(0,001)	0,001	(0,001)	-0,001	(0,001)
erwarteter Umsatzanstieg	0,079***	(0,029)	0,154***	(0,026)	0,098***	(0,029)
unsichere Umsatzentwickl.	0,072	(0,111)	0,056	(0,049)	0,090	(0,069)
Erweiterungsinvestitionen	0,063**	(0,027)	0,107***	(0,025)	0,039	(0,029)
Anteil offener Stellen	0,944**	(0,463)	0,455**	(0,226)	2,337**	(0,926)
guter technischer Stand	-0,100**	(0,039)	-0,029	(0,025)	-0,012	(0,033)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,499***	(0,132)	-0,425***	(0,079)	-0,893***	(0,167)
Einbetriebsunternehmen	-0,121**	(0,050)	-0,156***	(0,032)	-0,077**	(0,036)
Konstante	-2,705***	(0,174)	-0,851***	(0,142)	-2,742***	(0,127)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.061,25***		157,01***		563,60***	
Wald-Test Het.-Gl.	671,74***				122,88***	
Log-Likelihood	-1.794,23		-10.103,93			
# Beobachtungen	19.623		19.623			
# Betriebe	8.388		8.388			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.16: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Wettbewerbssituation, Koeffizienten, Wellen 2007-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,230***	(0,086)	0,385***	(0,111)	-0,002	(0,031)
Lohnniveau ²	-0,037***	(0,013)	-0,044**	(0,018)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,251***	(0,087)	0,348***	(0,095)	0,598***	(0,124)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	0,681***	(0,265)	1,437***	(0,440)	-0,186	(0,222)
	-1,267***	(0,490)	-1,953***	(0,628)		
H3: Tarifbindung	-0,007	(0,027)	-0,077*	(0,043)	0,069	(0,046)
H4: Betriebsrat	0,104***	(0,039)	0,324***	(0,061)	-0,045	(0,063)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,006	(0,052)	0,040	(0,084)	-0,054	(0,089)
	0,028	(0,034)	0,141*	(0,076)	0,008	(0,055)
H6: exporttätig	-0,051*	(0,029)	0,074	(0,048)	-0,183***	(0,053)
hoher Wettbewerbsdruck	0,004	(0,026)	-0,018	(0,040)	0,018	(0,042)
erwarteter Umsatzanstieg	0,075**	(0,033)	0,182***	(0,042)	0,090**	(0,039)
unsichere Umsatzentwickl.	0,023	(0,067)	-0,049	(0,079)	0,078	(0,104)
Erweiterungsinvestitionen	0,060*	(0,033)	0,103***	(0,039)	0,072*	(0,040)
Anteil offener Stellen	0,339	(0,246)	0,193	(0,381)	3,773***	(0,775)
guter technischer Stand	-0,002	(0,025)	0,002	(0,041)	0,002	(0,044)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,483***	(0,186)	-0,501***	(0,128)	-1,036***	(0,232)
Einbetriebsunternehmen	-0,055*	(0,030)	-0,154***	(0,050)	-0,050	(0,049)
Konstante	-2,356***	(0,142)	-0,723***	(0,213)	-2,700***	(0,162)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.041,39***		89,74*		383,2***	
Wald-Test Het.-Gl.	281,82***		76,68***			
Log-Likelihood	-902,00		-4.665,98			
# Beobachtungen	8.839		8.839			
# Betriebe	5.248		5.248			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2007-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.17: Robustheitstest V: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Bau- und Baunebengewerbe, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,353***	(0,095)	0,343***	(0,072)	-0,028	(0,024)
Lohnniveau ²	-0,050***	(0,016)	-0,040***	(0,012)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,322***	(0,100)	0,357***	(0,066)	0,439***	(0,086)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	1,319***	(0,446)	1,315***	(0,273)	0,053	(0,176)
(Anteil befristet Beschäft.) ²	-2,642***	(0,891)	-1,870***	(0,374)		
H3: Tarifbindung	-0,020	(0,039)	-0,051*	(0,028)	0,049	(0,036)
H4: Betriebsrat	0,050	(0,062)	0,240***	(0,038)	-0,070	(0,050)
H5: Kapitalgesellschaft	0,030	(0,074)	-0,017	(0,052)	-0,016	(0,063)
in ausländischem Eigentum	0,044	(0,054)	0,089*	(0,046)	0,002	(0,040)
H6: exporttätig	-0,019	(0,046)	0,085***	(0,032)	-0,139***	(0,039)
erwarteter Umsatzanstieg	0,076***	(0,026)	0,148***	(0,026)	0,106***	(0,030)
unsichere Umsatzentwickl.	0,095	(0,097)	0,065	(0,050)	0,100	(0,069)
Erweiterungsinvestitionen	0,064**	(0,027)	0,108***	(0,026)	0,052*	(0,029)
Anteil offener Stellen	0,810	(0,587)	0,459**	(0,226)	2,273**	(0,899)
guter technischer Stand	-0,093**	(0,037)	-0,028	(0,026)	-0,015	(0,033)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,516***	(0,127)	-0,409***	(0,079)	-0,901***	(0,168)
Einbetriebsunternehmen	-0,120***	(0,044)	-0,157***	(0,033)	-0,077**	(0,036)
Konstante	-2,739***	(0,167)	-0,904***	(0,146)	-2,679***	(0,127)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.211,93***		148,51***		579,33***	
Wald-Test Het.-Gl.	805,94***				107,39***	
Log-Likelihood	-1.683,46				-9.487,74	
# Beobachtungen	18.334				18.334	
# Betriebe	7.852				7.852	

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.18: Robustheitstest VI: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für die Jahre 2005-2006, Koeffizienten, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
Koeff.			Std.	Koeff.	Std.	Koeff.
H1: Lohnniveau	0,184**	(0,091)	0,334***	(0,093)	-0,064*	(0,038)
Lohnniveau ²	-0,023	(0,015)	-0,038**	(0,015)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,343***	(0,094)	0,401***	(0,087)	0,291***	(0,105)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	1,335***	(0,316)	1,789***	(0,373)	0,416	(0,300)
(Anteil befristet Beschäft.) ²	-1,699***	(0,413)	-2,650***	(0,555)		
H3: Tarifbindung	-0,027	(0,033)	-0,045	(0,035)	0,016	(0,049)
H4: Betriebsrat	0,087*	(0,045)	0,220***	(0,045)	-0,065	(0,065)
H5: Kapitalgesellschaft	-0,054	(0,067)	-0,078	(0,065)	0,031	(0,085)
in ausländischem Eigentum	-0,019	(0,049)	0,072	(0,056)	-0,044	(0,063)
H6: exporttätig	0,027	(0,045)	0,103**	(0,042)	-0,108*	(0,057)
erwarteter Umsatzanstieg	0,110***	(0,031)	0,141***	(0,035)	0,121***	(0,046)
unsichere Umsatzentwickl.	0,141	(0,089)	0,157**	(0,073)	0,089	(0,114)
Erweiterungsinvestitionen	0,052*	(0,031)	0,122***	(0,034)	0,020	(0,047)
Anteil offener Stellen	0,796**	(0,382)	0,912***	(0,340)	1,087*	(0,636)
guter technischer Stand	-0,094***	(0,035)	-0,061*	(0,034)	-0,056	(0,049)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,396***	(0,114)	-0,388***	(0,098)	-0,875***	(0,230)
Einbetriebsunternehmen	-0,133***	(0,040)	-0,179***	(0,042)	-0,085*	(0,049)
Konstante	-2,464***	(0,162)	-0,916***	(0,173)	-2,437***	(0,167)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.763,12***		130,74***		313,37***	
Wald-Test Het.-Gl.	529,57***				67,00***	
Log-Likelihood	-797,92		-4.871,95			
# Beobachtungen	9.875		9.875			
# Betriebe	6.321		6.321			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2006, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.19: Robustheitstest VII: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für die Jahre 2007-2008, Koeffizienten, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,248***	(0,081)	0,338***	(0,100)	-0,017	(0,028)
Lohnniveau ²	-0,039***	(0,013)	-0,037**	(0,017)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,282***	(0,084)	0,328***	(0,083)	0,558***	(0,114)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,594*	(0,310)	1,272***	(0,377)	-0,104	(0,205)
(Anteil befristet Beschäft.) ²	-1,138*	(0,603)	-1,716***	(0,532)		
H3: Tarifbindung	-0,005	(0,029)	-0,071*	(0,037)	0,082*	(0,044)
H4: Betriebsrat	0,105***	(0,037)	0,301***	(0,054)	-0,058	(0,060)
H5: Kapitalgesellschaft	0,012	(0,058)	0,030	(0,072)	-0,066	(0,080)
in ausländischem Eigentum	0,019	(0,038)	0,137**	(0,066)	0,029	(0,049)
H6: exporttätig	-0,048	(0,034)	0,081*	(0,043)	-0,171***	(0,049)
erwarteter Umsatzanstieg	0,081***	(0,027)	0,177***	(0,038)	0,102***	(0,037)
unsichere Umsatzentwickl.	0,046	(0,074)	-0,041	(0,069)	0,128	(0,093)
Erweiterungsinvestitionen	0,066**	(0,031)	0,102***	(0,035)	0,077**	(0,037)
Anteil offener Stellen	0,362	(0,269)	0,186	(0,328)	3,609***	(0,688)
guter technischer Stand	-0,004	(0,029)	-0,002	(0,036)	0,003	(0,041)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,575***	(0,170)	-0,474***	(0,110)	-1001***	(0,209)
Einbetriebsunternehmen	-0,058*	(0,032)	-0,147***	(0,044)	-0,075*	(0,045)
Konstante	-2,433***	(0,142)	-0,646***	(0,192)	-2,631***	(0,152)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	820,09***		100,29**		437,52***	
Wald-Test Het.-Gl.	298,85***				79,27***	
Log-Likelihood	-1.003,467				-5.173,00	
# Beobachtungen	9.748				9.748	
# Betriebe	6.150				6.150	

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2007-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

C.2 Schätzergebnisse für den Zeitraum 2009-2011

Tabelle C.20: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, Koeffizienten, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,082 0,120**	(0,069) (0,060)	-0,083 0,170***	(0,071) (0,054)	-0,193** 0,011	(0,082) (0,047)
H6: exporttätig	-0,011	(0,043)	0,146***	(0,033)	-0,095**	(0,045)
erwarteter Umsatzanstieg	0,048*	(0,027)	0,090***	(0,028)	0,036	(0,030)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,059	(0,064)	-0,060	(0,047)	0,038	(0,071)
Erweiterungsinvestitionen	0,030	(0,027)	0,081***	(0,026)	0,006	(0,031)
Anteil offener Stellen	1,352***	(0,400)	0,541*	(0,320)	1,341***	(0,460)
guter technischer Stand	0,030	(0,033)	-0,017	(0,027)	-0,008	(0,035)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,539***	(0,180)	-0,512***	(0,106)	-0,794***	(0,191)
Einbetriebsunternehmen	-0,157***	(0,044)	-0,189***	(0,037)	-0,055	(0,040)
Konstante	-2,161***	(0,091)	-0,380***	(0,084)	-2,707***	(0,131)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.032,98***		142,31***		541,77***	
Wald-Test Het.-Gl.	481,18***		215,12***			
Log-Likelihood	-1.252,03		-7.047,69			
# Beobachtungen	13.375		13.375			
# Betriebe	6.660		6.660			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.21: Schätzergebnisse des CRE Tobit-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, Koeffizienten, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

		CRE Tobit-Modell	
		Koeff.	Stdf.
H5:	Kapitalgesellschaft	-0,006	(0,007)
	in ausländischem Eigentum	0,010	(0,006)
H6:	exportttätig	0,014***	(0,006)
	erwarteter Umsatzanstieg	0,011***	(0,003)
	unsichere Umsatzentwicklung	0,002	(0,005)
	Erweiterungsinvestitionen	0,007**	(0,003)
	Anteil offener Stellen	0,187***	(0,049)
	guter technischer Stand	-0,002	(0,004)
	Anteil atypisch Beschäftigter	-0,051***	(0,015)
	Einbetriebsunternehmen	-0,006	(0,004)
	Konstante	-0,093***	(0,010)
	Wald-Test $H_0: \beta = 0$	787,47***	
	Wald-Test Het.-Gl.	511,44***	
	$\hat{\kappa}$	12,94***	
	Log-Likelihood	-406,92	
	# Beobachtungen	13.375	
	# Betriebe	6.660	

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr, wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.22: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der indirekten Motive, Koeffizienten, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,276***	(0,059)	0,392***	(0,073)	0,032	(0,021)
Lohnniveau ²	-0,036***	(0,010)	-0,044***	(0,012)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,347***	(0,067)	0,328***	(0,063)	0,396***	(0,082)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,944***	(0,211)	1,417***	(0,291)	0,203	(0,163)
(Anteil befristet Beschäft.) ²	-1,364***	(0,320)	-1,780***	(0,382)		
H3: Tarifbindung	-0,111***	(0,035)	-0,033	(0,029)	-0,103***	(0,036)
H4: Betriebsrat	0,080*	(0,043)	0,158***	(0,033)	0,012	(0,041)
erwarteter Umsatzanstieg	0,035*	(0,021)	0,088***	(0,024)	0,018	(0,026)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,047	(0,046)	-0,031	(0,043)	0,030	(0,065)
Erweiterungsinvestitionen	0,020	(0,022)	0,061***	(0,023)	0,005	(0,026)
Anteil offener Stellen	1,138***	(0,279)	0,609*	(0,328)	1,300***	(0,348)
guter technischer Stand	0,042	(0,027)	0,007	(0,024)	0,015	(0,031)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,437***	(0,129)	-0,416***	(0,081)	-0,767***	(0,155)
Einbetriebsunternehmen	-0,117***	(0,037)	-0,118***	(0,031)	-0,051	(0,035)
Konstante	-2,663***	(0,139)	-1,192***	(0,151)	-2,815***	(0,150)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.371,20***		142,25***		651,04***	
Wald-Test Het.-Gl.	520,08***			212,87***		
Log-Likelihood	-1.237,00			-6.924,97		
# Beobachtungen	13.375			13.375		
# Betriebe	6.660			6.660		

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.23: Schätzergebnisse des CRE Tobit-Modells und des einfachen Hürdenmodells ohne Kontrolle der indirekten Motive, Koeffizienten, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE Tobit-Modell		IS Einfaches Hürdenmodell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
Koeff.			Std.	Koeff.	Std.	Koeff.
H1: Lohnniveau	0,050***	(0,007)	0,570***	(0,088)	1,54E-06	(1,54E-06)
Lohnniveau ²	-0,006***	(0,001)	-0,066***	(0,015)	-1,86E-07	(2,54E-07)
Anteil einf. Tätigk.	0,027***	(0,009)	0,383***	(0,077)	7,45E-06***	(1,28E-06)
H2: Anteil befristet Besch. (An. befristet Besch.) ²	0,178***	(0,027)	2,112***	(0,319)	9,22E-06*	(5,28E-06)
	-0,251***	(0,043)	-2,659***	(0,482)	-9,08E-06	(7,72E-06)
H3: Tarifbindung	-0,008*	(0,004)	-0,073*	(0,039)	-6,72E-07	(6,20E-07)
H4: Betriebsrat	0,018***	(0,006)	0,242***	(0,041)	-4,89E-07	(7,09E-07)
erwart. Umsatzanstieg	0,009***	(0,003)	0,150***	(0,030)	8,04E-07*	(4,76E-07)
uns. Umsatzentwickl.	0,001	(0,005)	-0,022	(0,058)	1,71E-08	(1,07E-06)
Erweiterungsinvest.	0,007**	(0,003)	0,101***	(0,031)	2,06E-07	(4,80E-07)
Ant. offener Stellen	0,208***	(0,040)	0,451*	(0,232)	1,54E-05**	(7,34E-06)
guter techn. Stand	0,000	(0,004)	0,006	(0,034)	-3,35E-07	(5,36E-07)
Ant. atypisch Beschäft.	-0,048***	(0,014)	-0,624***	(0,096)	-8,52E-06***	(1,72E-06)
Einbetriebsunt.	-0,004	(0,004)	-0,159***	(0,037)	-1,80E-06***	(6,13E-07)
Konstante	-0,186***	(0,015)	-1,868***	(0,161)	1,08E-04***	(2,92E-06)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	809,99***		1.822,34***		898,53***	
Wald-Test Het.-Gl.	525,45***				304,24***	
$\hat{\kappa}$	12,78***				79.248,53***	
Log-Likelihood	-226,16				213,10	
# Beobachtungen	13.375				13.375	
# Betriebe	6.660				6.660	

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im CRE Tobit-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die abgebildeten Regressoren sowie die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.24: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der reaktiven Motive, Koeffizienten, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung $[0, 1)$

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
Koeff.			Std.	Koeff.	Std.	Koeff.
H1: Lohnniveau	0,298***	(0,063)	0,367***	(0,069)	0,032	(0,021)
Lohnniveau ²	-0,040***	(0,010)	-0,043***	(0,011)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,341***	(0,068)	0,286***	(0,058)	0,344***	(0,075)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,987***	(0,227)	1,383***	(0,277)	0,212	(0,159)
(Anteil befristet Beschäft.) ²	-1,405***	(0,351)	-1,659***	(0,355)		
H3: Tarifbindung	-0,126***	(0,036)	-0,026	(0,027)	-0,109***	(0,034)
H4: Betriebsrat	0,078*	(0,044)	0,135***	(0,030)	0,004	(0,039)
H5: Kapitalgesellschaft	-0,041	(0,059)	-0,067	(0,059)	-0,129**	(0,063)
in ausländischem Eigentum	0,071	(0,047)	0,086*	(0,046)	0,009	(0,040)
H6: exporttätig	-0,039	(0,037)	0,116***	(0,028)	-0,086**	(0,037)
guter technischer Stand	0,048*	(0,027)	0,013	(0,023)	0,012	(0,029)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,490***	(0,155)	-0,374***	(0,075)	-0,703***	(0,146)
Einbetriebsunternehmen	-0,113***	(0,035)	-0,108***	(0,029)	-0,058*	(0,034)
Konstante	-2,661***	(0,150)	-1,146***	(0,143)	-2,649***	(0,144)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.245,15***		138,82***		688,21***	
Wald-Test Het.-Gl.	438,26***		214,36***			
Log-Likelihood	-1.240,03		-6.927,13			
# Beobachtungen	13.375		13.375			
# Betriebe	6.660		6.660			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.25: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der Wettbewerbssituation, Koeffizienten, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,287***	(0,062)	0,370***	(0,071)	0,035	(0,022)
Lohnniveau ²	-0,039***	(0,010)	-0,043***	(0,011)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,357***	(0,067)	0,307***	(0,060)	0,372 ***	(0,079)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	0,965***	(0,220)	1,322***	(0,278)	0,195	(0,159)
	-1,456***	(0,341)	-1,626***	(0,366)		
H3: Tarifbindung	-0,117***	(0,035)	-0,020	(0,028)	-0,108 ***	(0,035)
H4: Betriebsrat	0,079*	(0,044)	0,147***	(0,031)	0,010	(0,040)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,033	(0,058)	-0,076	(0,061)	-0,133 **	(0,065)
	0,074	(0,049)	0,086*	(0,048)	0,000	(0,042)
H6: exporttätig	-0,037	(0,036)	0,114***	(0,029)	-0,088 **	(0,038)
hoher Wettbewerbsdruck	-0,006	(0,024)	0,024	(0,021)	0,047 *	(0,027)
erwarteter Umsatzanstieg	0,039*	(0,021)	0,082***	(0,023)	0,022	(0,026)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,045	(0,048)	-0,032	(0,041)	0,030	(0,062)
Erweiterungsinvestitionen	0,025	(0,023)	0,055**	(0,022)	0,008	(0,026)
Anteil offener Stellen	1,161***	(0,270)	0,550*	(0,300)	1,178 ***	(0,313)
guter technischer Stand	0,047*	(0,028)	0,006	(0,023)	0,015	(0,030)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,473***	(0,136)	-0,370***	(0,077)	-0,724 ***	(0,153)
Einbetriebsunternehmen	-0,115***	(0,036)	-0,110***	(0,030)	-0,058 *	(0,035)
Konstante	-2,683***	(0,143)	-1,224***	(0,152)	-2,737 ***	(0,151)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.343,94***		144,28***		693,02***	
Wald-Test Het.-Gl.	534,72***			207,86***		
Log-Likelihood	-1.233,84			-6.900,04		
# Beobachtungen	13.366			13.366		
# Betriebe	6.658			6.658		

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.26: Robustheitstest I: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells mit vier Betriebsgrößenklassen, Koeffizienten, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,290***	(0,067)	0,353***	(0,068)	0,031	(0,021)
Lohnniveau ²	-0,040***	(0,011)	-0,042***	(0,011)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,364***	(0,075)	0,283***	(0,059)	0,352***	(0,077)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,918***	(0,231)	1,121***	(0,259)	0,195	(0,154)
(Anteil befristet Beschäft.) ²	-1,375***	(0,350)	-1,458***	(0,345)		
H3: Tarifbindung	-0,131***	(0,041)	-0,024	(0,027)	-0,105***	(0,034)
H4: Betriebsrat	0,085*	(0,045)	0,107***	(0,028)	0,022	(0,038)
H5: Kapitalgesellschaft	-0,043	(0,061)	-0,078	(0,060)	-0,141**	(0,061)
in ausländischem Eigentum	0,068	(0,052)	0,078*	(0,045)	0,004	(0,040)
H6: exporttätig	-0,054	(0,039)	0,096***	(0,028)	-0,071**	(0,036)
erwarteter Umsatzanstieg	0,045*	(0,024)	0,075***	(0,023)	0,019	(0,024)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,045	(0,055)	-0,030	(0,039)	0,026	(0,058)
Erweiterungsinvestitionen	0,029	(0,024)	0,047**	(0,021)	0,006	(0,025)
Anteil offener Stellen	1,300***	(0,350)	0,604*	(0,309)	1,113***	(0,326)
guter technischer Stand	0,043	(0,028)	-0,004	(0,022)	0,010	(0,028)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,517***	(0,179)	-0,331***	(0,075)	-0,685***	(0,152)
Einbetriebsunternehmen	-0,116***	(0,036)	-0,104***	(0,028)	-0,058*	(0,033)
Konstante	-2,724***	(0,175)	-1,236***	(0,150)	-2,580***	(0,156)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.273,15***		140,76***		571,23***	
Wald-Test Het.-Gl.	460,14***				212,32***	
Log-Likelihood	-1.234,34		-6.840,53			
# Beobachtungen	13.375		13.375			
# Betriebe	6.660		6.660			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.27: Robustheitstest II: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle der relativen Beschäftigungsveränderung, Koeffizienten, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
Beschäftigungsveränd. Vj.	0,039	(0,036)	0,032	(0,033)	-0,009	(0,019)
H1: Lohnniveau	0,290***	(0,062)	0,374***	(0,072)	0,033	(0,022)
Lohnniveau ²	-0,039***	(0,010)	-0,044***	(0,012)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,356***	(0,067)	0,307***	(0,061)	0,374***	(0,079)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,936***	(0,216)	1,342***	(0,281)	0,186	(0,161)
(Anteil befristet Beschäft.) ²	-1,400***	(0,330)	-1,665***	(0,372)		
H3: Tarifbindung	-0,117***	(0,035)	-0,019	(0,028)	-0,106***	(0,036)
H4: Betriebsrat	0,079*	(0,045)	0,149***	(0,032)	0,011	(0,040)
H5: Kapitalgesellschaft	-0,037	(0,058)	-0,077	(0,061)	-0,137**	(0,065)
in ausländischem Eigentum	0,073	(0,049)	0,088*	(0,048)	0,002	(0,042)
H6: exporttätig	-0,037	(0,037)	0,113***	(0,029)	-0,086**	(0,038)
erwarteter Umsatzanstieg	0,037*	(0,021)	0,079***	(0,024)	0,025	(0,026)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,047	(0,048)	-0,034	(0,041)	0,030	(0,063)
Erweiterungsinvestitionen	0,024	(0,024)	0,055**	(0,022)	0,006	(0,026)
Anteil offener Stellen	1,163***	(0,287)	0,579*	(0,315)	1,206***	(0,321)
guter technischer Stand	0,047*	(0,028)	0,006	(0,024)	0,012	(0,030)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,471***	(0,139)	-0,379***	(0,078)	-0,731***	(0,155)
Einbetriebsunternehmen	-0,114***	(0,036)	-0,110***	(0,030)	-0,060*	(0,035)
Konstante	-2,687***	(0,142)	-1,227***	(0,153)	-2,712***	(0,150)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$		1.345,20***		143,79***		689,35***
Wald-Test Het.-Gl.		529,75***		209,66***		
Log-Likelihood		-1.234,73		-6.905,94		
# Beobachtungen		13.375		13.375		
# Betriebe		6.660		6.660		

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.28: Robustheitstest III: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells bei Kontrolle von Überstunden, Koeffizienten, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
Überstunden (ja=1)	0,170***	(0,048)	0,254***	(0,039)	0,116***	(0,041)
H1: Lohnniveau	0,289***	(0,067)	0,369***	(0,073)	0,033	(0,023)
Lohnniveau ²	-0,040***	(0,011)	-0,043***	(0,012)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,364***	(0,076)	0,320***	(0,063)	0,391***	(0,082)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	0,910***	(0,264)	1,347***	(0,286)	0,156	(0,171)
	-1,135***	(0,352)	-1,669***	(0,379)		
H3: Tarifbindung	-0,099***	(0,031)	-0,020	(0,030)	-0,110***	(0,037)
H4: Betriebsrat	0,092**	(0,045)	0,160***	(0,033)	0,015	(0,042)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,043	(0,060)	-0,082	(0,065)	-0,146**	(0,067)
	0,061	(0,048)	0,095*	(0,051)	0,001	(0,043)
H6: exporttätig	-0,044	(0,040)	0,122***	(0,031)	-0,089**	(0,040)
erwarteter Umsatzanstieg	0,044*	(0,024)	0,087***	(0,025)	0,024	(0,027)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,046	(0,051)	-0,027	(0,043)	0,028	(0,064)
Erweiterungsinvestitionen	0,016	(0,025)	0,044*	(0,023)	0,004	(0,027)
Anteil offener Stellen	1,198***	(0,411)	0,527*	(0,280)	1,243***	(0,352)
guter technischer Stand	0,053*	(0,030)	0,004	(0,025)	0,014	(0,031)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,501**	(0,197)	-0,388***	(0,081)	-0,781***	(0,163)
Einbetriebsunternehmen	-0,106***	(0,035)	-0,112***	(0,031)	-0,058	(0,036)
Konstante	-2,884***	(0,212)	-1,470***	(0,173)	-2,857***	(0,160)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.356,86***		149,00***		666,72***	
Wald-Test Het.-Gl.	427,52***		202,84***			
Log-Likelihood	-1.227,91		-6.839,62			
Beobachtungen	13.339		13.339			
Betriebe	6.650		6.650			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.29: Robustheitstest IV: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für das Verarbeitende Gewerbe, Koeffizienten, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Stdf.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
H1: Lohnniveau	0,285	(0,376)	0,513***	(0,113)	0,036	(0,025)
Lohnniveau ²	-0,039	(0,055)	-0,058***	(0,017)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,265	(0,302)	0,281***	(0,099)	0,418***	(0,108)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,833	(0,632)	1,948***	(0,508)	0,020	(0,212)
(Anteil befristet Beschäft.) ²	-1,515*	(0,835)	-2,512***	(0,723)		
H3: Tarifbindung	-0,135	(0,097)	-0,085*	(0,048)	-0,118**	(0,047)
H4: Betriebsrat	0,053	(0,059)	0,158***	(0,051)	0,030	(0,049)
H5: Kapitalgesellschaft	-0,048	(0,062)	-0,177*	(0,092)	-0,078	(0,071)
in ausländischem Eigentum	-0,011	(0,052)	-0,020	(0,060)	-0,041	(0,050)
H6: exporttätig	-0,052	(0,059)	0,074*	(0,044)	-0,107**	(0,049)
erwarteter Umsatzanstieg	0,068	(0,057)	0,125***	(0,038)	0,058*	(0,032)
unsichere Umsatzentwickl.	0,021	(0,068)	0,067	(0,066)	0,017	(0,074)
Erweiterungsinvestitionen	0,022	(0,035)	0,025	(0,033)	0,047	(0,033)
Anteil offener Stellen	1,739	(2,406)	3,599***	(0,972)	1,588***	(0,618)
guter technischer Stand	0,044	(0,053)	0,088**	(0,036)	0,039	(0,034)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,742	(0,549)	-0,925***	(0,202)	-1,208***	(0,274)
Einbetriebsunternehmen	-0,075	(0,060)	-0,113**	(0,048)	-0,017	(0,039)
Konstante	-2,740***	(0,822)	-1,555***	(0,273)	-2,694***	(0,214)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$		908,19***		58,68		533,62***
Wald-Test Het.-Gl.		278,89***				74,64***
Log-Likelihood		-789,00				-3.716,95
# Beobachtungen		5.419				5.419
# Betriebe		2.588				2.588

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.30: Robustheitstest V: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Bau- und Baunebengewerbe, Koeffizienten, Wellen 2009-2011, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,327***	(0,063)	0,386***	(0,071)	0,035	(0,022)
Lohnniveau ²	-0,043***	(0,010)	-0,044***	(0,011)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,366***	(0,068)	0,316***	(0,061)	0,375***	(0,078)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,943***	(0,219)	1,314***	(0,277)	0,196	(0,160)
(Anteil befristet Beschäft.) ²	-1,332***	(0,326)	-1,624***	(0,367)		
H3: Tarifbindung	-0,109***	(0,035)	-0,012	(0,028)	-0,110***	(0,036)
H4: Betriebsrat	0,058	(0,043)	0,135***	(0,030)	0,015	(0,040)
H5: Kapitalgesellschaft	-0,045	(0,059)	-0,080	(0,061)	-0,130**	(0,064)
in ausländischem Eigentum	0,066	(0,048)	0,087*	(0,048)	-0,002	(0,041)
H6: exporttätig	-0,023	(0,038)	0,114***	(0,029)	-0,081**	(0,038)
erwarteter Umsatzanstieg	0,047**	(0,022)	0,084***	(0,024)	0,027	(0,026)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,033	(0,049)	-0,020	(0,041)	0,033	(0,062)
Erweiterungsinvestitionen	0,026	(0,024)	0,057***	(0,022)	0,009	(0,026)
Anteil offener Stellen	1,162***	(0,296)	0,521*	(0,291)	1,155***	(0,333)
guter technischer Stand	0,048*	(0,028)	0,006	(0,024)	0,023	(0,029)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,456***	(0,137)	-0,373***	(0,077)	-0,729***	(0,154)
Einbetriebsunternehmen	-0,116***	(0,037)	-0,107***	(0,030)	-0,061*	(0,035)
Konstante	-2,788***	(0,147)	-1,269***	(0,153)	-2,705***	(0,152)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.339,58***		143,06***		700,63***	
Wald-Test Het.-Gl.	581,10***				211,85***	
Log-Likelihood	-1.147,34				-6.455,24	
# Beobachtungen	12.556				12.556	
# Betriebe	6.274				6.274	

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2009-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.31: Robustheitstest VI: Schätzergebnisse des FA2-Modells für das Jahr 2009, Koeffizienten, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
H1: Lohnniveau	0,258**	(0,113)	0,067	(0,051)
Lohnniveau ²	-0,017	(0,018)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,185**	(0,090)	0,248	(0,156)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,805***	(0,543)	0,189	(0,235)
	-2,235***	(0,662)		
H3: Tarifbindung	-0,008	(0,042)	-0,079	(0,069)
H4: Betriebsrat	0,146***	(0,053)	-0,008	(0,088)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,073	(0,086)	-0,061	(0,142)
	0,062	(0,074)	0,049	(0,086)
H6: exporttätig	0,061	(0,046)	-0,097	(0,078)
erwarteter Umsatzanstieg	0,088	(0,060)	0,029	(0,080)
unsichere Umsatzentwicklung	0,008	(0,070)	0,005	(0,140)
Erweiterungsinvestitionen	0,092**	(0,041)	0,052	(0,060)
Anteil offener Stellen	1,027	(0,642)	1,786*	(1,087)
guter technischer Stand	0,073*	(0,043)	0,001	(0,072)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,344***	(0,133)	-0,585**	(0,250)
Einbetriebsunternehmen	-0,130***	(0,049)	-0,059	(0,068)
Konstante	-1,160***	(0,235)	-2,894***	(0,312)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	64,71		214,76***	
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$		38,68***		
Log-Likelihood		-2.387,85		
# Beobachtungen		4.830		
# Betriebe		4.830		

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Welle 2009, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.32: Robustheitstest VII: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells für die Jahre 2010-2011, Koeffizienten, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	CRE FA1-Modell		FA2-Modell			
	Koeff.	Std.	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
			Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,442***	(0,084)	0,499***	(0,094)	0,024	(0,026)
Lohnniveau ²	-0,063***	(0,013)	-0,064***	(0,015)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,440***	(0,087)	0,417***	(0,078)	0,468***	(0,098)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,424***	(0,341)	1,453***	(0,344)	0,275	(0,192)
	-1,858***	(0,573)	-1,736***	(0,443)		
H3: Tarifbindung	-0,144***	(0,041)	-0,019	(0,036)	-0,133***	(0,043)
H4: Betriebsrat	0,129***	(0,045)	0,170***	(0,040)	0,019	(0,048)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,132*	(0,079)	-0,090	(0,076)	-0,179**	(0,083)
	0,033	(0,050)	0,116*	(0,060)	0,003	(0,048)
H6: exporttätig	-0,012	(0,042)	0,160***	(0,038)	-0,106**	(0,047)
erwarteter Umsatzanstieg	0,032	(0,029)	0,083***	(0,029)	0,033	(0,033)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,037	(0,071)	-0,083	(0,058)	0,032	(0,079)
Erweiterungsinvestitionen	0,040	(0,031)	0,054*	(0,028)	-0,004	(0,034)
Anteil offener Stellen	1,664***	(0,545)	0,433	(0,272)	1,441***	(0,332)
guter technischer Stand	0,063*	(0,034)	-0,019	(0,031)	0,012	(0,037)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,823***	(0,198)	-0,511***	(0,105)	-0,880***	(0,182)
Einbetriebsunternehmen	-0,107**	(0,043)	-0,123***	(0,039)	-0,063	(0,042)
Konstante	-2,943***	(0,176)	-1,261***	(0,188)	-2,640***	(0,155)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	747,99***		112,06***		733,47***	
Wald-Test Het.-Gl.	231,93***				88,29***	
Log-Likelihood	-860,22		-4.439,14			
Beobachtungen	8.545		8.545			
Betriebe	5.533		5.533			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr; zusätzl. im FA1-Modell: wellenanzahlspezifische Durchschnitte der zeitvarianten Regressoren, Dummy-Variablen für die Wellenanzahl. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2010-2011, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

C.3 Schätzergebnisse für das Vorreformjahr 2002

Tabelle C.33: Schätzergebnisse des einfachen Hürdenmodells und des FA2-Modells ohne Kontrolle der direkten Motive, Koeffizienten, Welle 2002, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	IS Einfaches Hürdenmodell						FA2-Modell					
	Einsatzgl.			Intensitätsgl.			Einsatzgl.			Intensitätsgl.		
	Koeff.	StdF.		Koeff.	StdF.		Koeff.	StdF.		Koeff.	StdF.	
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,057 0,191**	(0,084) (0,076)		-4,38E-07 -7,71E-07	(1,57E-06) (1,28E-06)		0,054 0,252**	(0,113) (0,108)		0,123 -0,068	(0,162) (0,117)	
H6: exporttätig	0,095*	(0,058)		-2,13E-06**	(1,08E-06)		0,076	(0,064)		-0,241**	(0,104)	
erwarteter Umsatzanstieg	0,214***	(0,052)		2,75E-06***	(8,93E-07)		0,277***	(0,087)		0,228**	(0,097)	
unsichere Umsatzentwicklung	-0,157	(0,102)		-1,15E-09	(2,10E-06)		-0,196	(0,121)		-0,082	(0,200)	
Erweiterungsinvestitionen	0,029	(0,046)		9,31E-08	(8,53E-07)		0,058	(0,056)		-0,030	(0,091)	
Anteil offener Stellen	0,417	(0,410)		6,78E-05***	(1,90E-05)		0,497	(0,664)		6,554***	(2,034)	
guter technischer Stand	-0,078	(0,049)		-1,25E-06	(9,18E-07)		-0,092	(0,058)		-0,206**	(0,094)	
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,702***	(0,129)		-4,98E-06*	(2,98E-06)		-0,993***	(0,309)		-1310**	(0,548)	
Einbetriebsunternehmen	-0,100**	(0,050)		-6,33E-07	(8,31E-07)		-0,142*	(0,077)		-0,040	(0,094)	
Konstante	-0,714***	(0,123)		1,17E-04***	(2,14E-06)		-0,298*	(0,154)		-2,676***	(0,249)	
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	979,55***			5,423,63***			127,05***			353,51***		
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$				109,45***				23,70				
$\hat{\kappa}$				74.986,42***								
Log-Likelihood				525,86								
# Beobachtungen				5.291								
# Betriebe				5.291								

*, **, *** signifikant auf 10%, 5%, 1%-Niveau. Robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung des IS EH-Modells enthält die abgebildeten Regressoren sowie die Kontrollgrößen. Heteroskedastizitätsgleichung des FA2-Modells enthält die Kontrollgrößen. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Welle 2002, eigene Berechnung.

Tabelle C.34: Schätzergebnisse des einfachen Hürdenmodells und des FA2-Modells ohne Kontrolle der indirekten Motive, Koeffizienten, Welle 2002, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	IS Einfaches Hürdenmodell				FA2-Modell			
	Einsatzgl.		Intensitätsgl.		Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau Lohnniveau ² Anteil einfacher Tätigkeiten	0,284** -0,029 0,142	(0,120) (0,021) (0,102)	-1,57E-07 5,08E-08 5,88E-06***	(2,33E-06) (3,71E-07) (1,90E-06)	0,355** -0,040 0,173	(0,169) (0,028) (0,124)	-0,029 0,468** 0,233)	(0,066) (0,086) (0,233)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,606*** -1,705***	(0,474) (0,686)	1,07E-05 2,66E-06	(8,21E-06) (1,03E-05)	1,980** -2,058*	(0,835) (1,058)	0,594 -0,070	(0,477) (0,094)
H3: Tarifbindung	0,000	(0,051)	-3,17E-07	(8,29E-07)	-0,016	(0,058)	-0,070	(0,094)
H4: Betriebsrat	0,293***	(0,060)	-1,84E-06*	(1,09E-06)	0,273***	(0,069)	-0,054	(0,117)
erwarteter Umsatzanstieg	0,207***	(0,052)	2,18E-06**	(8,62E-07)	0,256***	(0,091)	0,178**	(0,090)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,147	(0,104)	-4,36E-07	(1,86E-06)	-0,168	(0,119)	-0,071	(0,179)
Erweiterungsinvestitionen	0,022	(0,047)	-2,68E-08	(8,40E-07)	0,043	(0,053)	-0,040	(0,086)
Anteil offener Stellen	0,483	(0,410)	6,86E-05***	(1,88E-05)	0,479	(0,647)	7,151***	(2,007)
guter technischer Stand	-0,076	(0,050)	-9,92E-07	(8,86E-07)	-0,100*	(0,056)	-0,169*	(0,087)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,667***	(0,137)	-7,55E-06**	(3,10E-06)	-0,847***	(0,317)	-1,441**	(0,601)
Einbetriebsunternehmen	-0,080*	(0,049)	-6,61E-07	(8,14E-07)	-0,103	(0,077)	-0,057	(0,089)
Konstante	-1,361***	(0,207)	1,14E-04***	(4,14E-06)	-1,098***	(0,260)	-2,779***	(0,315)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	988,90***		5,604,33***		123,35***		346,02***	
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$			116,13***				30,40	
\hat{r}			76,438,96***					
Log-Likelihood		564,86				-2,333,51		
# Beobachtungen		5,291				5,291		
# Betriebe		5,291				5,291		

*, **, *** signifikant auf 10%, 5%, 1%-Niveau. Robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung des IS EH-Modells enthält die abgebildeten Regressoren sowie die Kontrollgrößen. Heteroskedastizitätsgleichung des FA2-Modells enthält die Kontrollgrößen. Quelle: IAB-Betriebspanel, Welle 2002; eigene Berechnung.

Tabelle C.35: Schätzergebnisse des CRE FA1- und des FA2-Modells ohne Kontrolle der reaktiven Motive, Koeffizienten, Welle 2002, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
H1: Lohnniveau	0,277*	(0,153)	-0,002	(0,060)
Lohnniveau ²	-0,029	(0,024)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,145	(0,106)	0,390*	(0,217)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,725**	(0,877)	0,688	(0,437)
	-1,763*	(1,044)		
H3: Tarifbindung	-0,008	(0,050)	-0,071	(0,084)
H4: Betriebsrat	0,234***	(0,064)	-0,121	(0,102)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,031	(0,088)	0,135	(0,130)
	0,164*	(0,091)	-0,030	(0,094)
H6: exporttätig	0,069	(0,056)	-0,250**	(0,101)
guter technischer Stand	-0,064	(0,047)	-0,141*	(0,079)
Anteil atypisch Beschäftigter Einbetriebsunternehmen	-0,659**	(0,325)	-1,235*	(0,635)
Konstante	-0,062	(0,067)	-0,046	(0,076)
	-0,998***	(0,240)	-2,499***	(0,271)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	116,80***		393,77***	
Wald-Test Het.-Gl.			27,91	
Log-Likelihood			-2.343,11	
# Beobachtungen			5.291	
# Betriebe			5.291	

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Robuste Standardfehler in Klammern.

Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr.

Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Welle 2002, eigene Berechnung.

Tabelle C.36: Robustheitstest I: Schätzergebnisse des FA2-Modells mit vier Betriebsgrößenklassen, Koeffizienten, Welle 2002, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
H1: Lohnniveau	0,311*	(0,167)	-0,019	(0,059)
Lohnniveau ²	-0,035	(0,026)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,159	(0,113)	0,478*	(0,269)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,606*	(0,955)	0,563	(0,437)
	-1,659	(1,156)		
H3: Tarifbindung	-0,011	(0,052)	-0,091	(0,087)
H4: Betriebsrat	0,186***	(0,065)	-0,126	(0,102)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,009	(0,094)	0,153	(0,136)
	0,167*	(0,099)	-0,064	(0,100)
H6: exporttätig	0,040	(0,056)	-0,241**	(0,109)
erwarteter Umsatzanstieg	0,226**	(0,115)	0,144*	(0,081)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,124	(0,116)	-0,119	(0,154)
Erweiterungsinvestitionen	0,031	(0,046)	-0,037	(0,077)
Anteil offener Stellen	0,594	(0,577)	6,453***	(2,007)
guter technischer Stand	-0,080	(0,051)	-0,162*	(0,084)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,676*	(0,375)	-1,311**	(0,669)
Einbetriebsunternehmen	-0,087	(0,090)	-0,020	(0,075)
Konstante	-1,165***	(0,243)	-2,669***	(0,284)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	115,27***		304,88***	
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$			38,94**	
Log-Likelihood			-2.317,14	
# Beobachtungen			5.291	
# Betriebe			5.291	

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Welle 2002, eigene Berechnung.

Tabelle C.37: Robustheitstest II: Schätzergebnisse des FA2-Modells bei Kontrolle der relativen Beschäftigungsveränderung, Koeffizienten, Welle 2002, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
Beschäftigungsveränd. Vj.	0,012	(0,069)	0,051	(0,276)
H1: Lohnniveau	0,337*	(0,175)	-0,012	(0,066)
Lohnniveau ²	-0,038	(0,029)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,170	(0,126)	0,527**	(0,244)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,908** -1,957*	(0,862) (1,077)	0,603	(0,471)
H3: Tarifbindung	-0,015	(0,058)	-0,084	(0,093)
H4: Betriebsrat	0,265***	(0,069)	-0,054	(0,119)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,034 0,191*	(0,102) (0,102)	0,176 -0,038	(0,152) (0,106)
H6: exporttätig	0,049	(0,064)	-0,247**	(0,105)
erwarteter Umsatzanstieg	0,246***	(0,095)	0,176*	(0,092)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,164	(0,121)	-0,088	(0,175)
Erweiterungsinvestitionen	0,048	(0,054)	-0,026	(0,085)
Anteil offener Stellen	0,489	(0,643)	6,821***	(2,071)
guter technischer Stand	-0,093*	(0,056)	-0,184**	(0,087)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,792**	(0,336)	-1,430**	(0,625)
Einbetriebsunternehmen	-0,087	(0,078)	-0,036	(0,085)
Konstante	-1,121***	(0,262)	-2,660***	(0,313)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	123,43***		381,58***	
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$	27,48			
Log-Likelihood	-2.330,09			
Beobachtungen	5.291			
Betriebe	5.291			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Welle 2002, eigene Berechnung.

Tabelle C.38: Robustheitstest III: Schätzergebnisse des FA2-Modells bei Kontrolle von Überstunden und deren Ausgleich, Koeffizienten, Welle 2002, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	FA2-Modell (IIIa)				FA2-Modell (IIIb)			
	Einsatzzgl.		Intensitätszgl.		Einsatzzgl.		Intensitätszgl.	
	Koeff.	StdF.	Koeff.	StdF.	Koeff.	StdF.	Koeff.	StdF.
Überstundenausgleich (ja=1)								
Überstunden (ja=1)	0,424***	(0,126)	0,116	(0,153)	0,169**	(0,073)	0,170*	(0,101)
					0,302***	(0,114)	-0,023	(0,174)
H1: Lohnniveau								
Lohnniveau ²	0,327*	(0,180)	-0,016	(0,066)	0,313*	(0,174)	-0,020	(0,066)
Anteil einfacher Tätigkeiten	-0,036	(0,030)			-0,034	(0,029)		
	0,195	(0,134)	0,525***	(0,241)	0,176	(0,130)	0,524***	(0,234)
H2: Anteil befristet Beschäftigter								
(Anteil befristet Beschäft.) ²	1,773***	(0,818)	0,642	(0,482)	1,789**	(0,794)	0,688	(0,479)
	-1,710*	(1,031)			-1,646*	(0,995)		
H3: Tarifbindung								
	-0,017	(0,059)	-0,078	(0,094)	-0,015	(0,059)	-0,073	(0,093)
H4: Betriebsrat								
	0,279***	(0,071)	-0,072	(0,117)	0,284***	(0,071)	-0,063	(0,117)
H5: Kapitalgesellschaft								
in ausländischem Eigentum	0,027	(0,104)	0,175	(0,148)	0,029	(0,103)	0,191	(0,147)
	0,216***	(0,104)	-0,033	(0,104)	0,208**	(0,101)	-0,037	(0,103)
H6: exporttätig								
	0,038	(0,066)	-0,261**	(0,106)	0,039	(0,065)	-0,258**	(0,104)
erwarteter Umsatzanstieg	0,244***	(0,093)	0,183**	(0,091)	0,244***	(0,090)	0,184**	(0,089)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,147	(0,119)	-0,086	(0,175)	-0,153	(0,118)	-0,100	(0,175)
Erweiterungsinvestitionen	0,035	(0,054)	-0,032	(0,086)	0,032	(0,053)	-0,032	(0,085)
Anteil offener Stellen	0,379	(0,648)	7,102***	(2,124)	0,353	(0,659)	7,270***	(2,101)
guter technischer Stand	-0,098*	(0,058)	-0,195**	(0,089)	-0,091	(0,057)	-0,191**	(0,088)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,761**	(0,319)	-1,408**	(0,605)	-0,755**	(0,306)	-1,414**	(0,587)
Einbetriebsunternehmen	-0,082	(0,080)	-0,041	(0,086)	-0,079	(0,077)	-0,037	(0,086)
Konstante	-1,513***	(0,319)	-2,711***	(0,348)	-1,523***	(0,314)	-2,736***	(0,345)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$		128,08***		387,06***		126,27***		379,25***
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$			35,75*			36,36*		
Log-Likelihood								
# Beobachtungen								
# Betriebe								

*, **, *** signifikant auf 10%, 5%, 1%-Niveau. Robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen. Quelle: IAB-Betriebspanel, Welle 2002, eigene Berechnung.

Tabelle C.39: Robustheitstest IV: Schätzergebnisse des FA2-Modells für das Verarbeitende Gewerbe, Koeffizienten, Welle 2002, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.
H1: Lohnniveau	0,355**	(0,156)	-0,025	(0,030)
Lohnniveau ²	-0,051**	(0,024)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,001	(0,085)	0,246**	(0,124)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	2,600***	(0,996)	-0,180	(0,340)
	-5,057**	(2,458)		
H3: Tarifbindung	0,038	(0,043)	-0,025	(0,049)
H4: Betriebsrat	0,180***	(0,069)	0,015	(0,073)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,045	(0,075)	0,071	(0,084)
	0,026	(0,060)	-0,057	(0,061)
H6: exporttätig	0,052	(0,041)	-0,130**	(0,066)
erwarteter Umsatzanstieg	0,148**	(0,058)	0,078	(0,047)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,175**	(0,088)	0,034	(0,091)
Erweiterungsinvestitionen	0,044	(0,038)	-0,038	(0,048)
Anteil offener Stellen	1,792	(1,133)	1,463	(1,140)
guter technischer Stand	-0,029	(0,037)	-0,104**	(0,052)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,666***	(0,236)	-0,848**	(0,397)
Einbetriebsunternehmen	-0,069*	(0,041)	-0,008	(0,046)
Konstante	-0,851**	(0,340)	-2,667***	(0,227)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$		22,59		704,24***
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$				50,41***
Log-Likelihood				-1.282,92
# Beobachtungen				2.197
# Betriebe				2.197

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Welle 2002, eigene Berechnung.

Tabelle C.40: Robustheitstest V: Schätzergebnisse des FA2-Modells ohne Bau- und Baunebengewerbe, Koeffizienten, Welle 2002, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	Einsatzgl.		Intensitätsgl.	
	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,394**	(0,181)	-0,020	(0,064)
Lohnniveau ²	-0,049*	(0,029)		
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,225*	(0,120)	0,556**	(0,247)
H2: Anteil befristet Beschäftigter (Anteil befristet Beschäft.) ²	1,812*	(0,939)	0,537	(0,481)
	-1,887*	(1,131)		
H3: Tarifbindung	-0,040	(0,057)	-0,086	(0,095)
H4: Betriebsrat	0,266***	(0,068)	-0,062	(0,120)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,042	(0,101)	0,203	(0,146)
	0,197*	(0,102)	-0,031	(0,101)
H6: exporttätig	0,040	(0,064)	-0,242**	(0,106)
erwarteter Umsatzanstieg	0,264***	(0,100)	0,156*	(0,086)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,178	(0,121)	-0,167	(0,177)
Erweiterungsinvestitionen	0,041	(0,055)	-0,023	(0,084)
Anteil offener Stellen	0,264	(0,584)	7,258***	(2,143)
guter technischer Stand	-0,099*	(0,056)	-0,190**	(0,086)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,752**	(0,362)	-1,379**	(0,670)
Einbetriebsunternehmen	-0,079	(0,080)	-0,051	(0,083)
Konstante	-1,165***	(0,271)	-2,619***	(0,287)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	113,24***		385,45***	
Wald-Test $H_0: \alpha = 0$	30,08			
Log-Likelihood	-2.150,71			
# Beobachtungen	4.846			
# Betriebe	4.846			

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Heteroskedastizitätsgleichung (Het.-Gl.) enthält die Kontrollgrößen.

Quelle: IAB-Betriebspanel, Welle 2002, eigene Berechnung.

C.4 Unterscheiden sich Intensivnutzer von anderen Nutzerbetrieben?

Tabelle C.41: Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der einheitlichen 15%-Schwelle, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	alle Nutzer		Intensivnutzer		Nichtintensivnutzer		Differenz	
	ME	Std.f.	ME	Std.f.	ME	Std.f.	ME	Std.f.
H1: Lohnniveau	-0,003**	(0,001)	0,028***	(0,006)	-0,009***	(0,001)	0,038***	(0,006)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,016***	(0,004)	0,069***	(0,019)	0,007*	(0,004)	0,062***	(0,019)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	-0,005	(0,010)	0,092***	(0,034)	-0,022**	(0,009)	0,114***	(0,035)
H3: Tarifbindung	0,003	(0,002)	0,022**	(0,009)	-0,001	(0,002)	0,023**	(0,009)
H4: Betriebsrat	-0,005**	(0,002)	-0,015	(0,012)	-0,003	(0,002)	-0,012	(0,012)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,004	(0,003)	-0,002	(0,016)	-0,005*	(0,003)	0,003	(0,016)
	-0,002	(0,002)	-0,014	(0,010)	0,000	(0,002)	-0,014	(0,011)
H6: exporttätig	-0,005**	(0,002)	-0,042***	(0,011)	0,001	(0,002)	-0,043***	(0,011)
erwarteter Umsatzanstieg	0,004**	(0,001)	0,010	(0,007)	0,002**	(0,001)	0,007	(0,007)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,001	(0,004)	0,048**	(0,020)	-0,009***	(0,003)	0,057***	(0,021)
Erweiterungsinvestitionen	0,000	(0,002)	0,004	(0,009)	0,000	(0,001)	0,005	(0,009)
Anteil offener Stellen	0,090***	(0,029)	0,254**	(0,127)	0,062**	(0,025)	0,191	(0,128)
guter technischer Stand	0,001	(0,002)	0,036***	(0,008)	-0,005***	(0,001)	0,042***	(0,008)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,037***	(0,007)	0,054	(0,040)	-0,055***	(0,006)	0,109***	(0,041)
Einbetriebsunternehmen	-0,005***	(0,002)	0,017*	(0,009)	-0,009***	(0,002)	0,026***	(0,009)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$			2.050,5***					
Log-Likelihood			-10.006,31					
# Beobachtungen			19.623					
# Betriebe			8.388					

*, **, *** signifikant auf 10%--, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikat.). Kontrollgeräten: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Die Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgeräten. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.42: Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der einheitlichen 17,5%-Schwelle, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	alle Nutzer			Intensivnutzer			Nichtintensivnutzer			Differenz		
	ME	StdF.		ME	StdF.		ME	StdF.		ME	StdF.	
H1: Lohnniveau	-0,002	(0,001)		0,042***	(0,008)		-0,007***	(0,001)		0,050***	(0,008)	
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,019***	(0,004)		0,094***	(0,020)		0,010**	(0,004)		0,085***	(0,021)	
H2: Anteil befristet Beschäftigter	-0,004	(0,009)		0,098**	(0,040)		-0,017*	(0,009)		0,115***	(0,041)	
H3: Tarifbindung	0,002	(0,002)		0,024**	(0,011)		-0,001	(0,002)		0,025**	(0,011)	
H4: Betriebsrat	-0,004	(0,002)		-0,020	(0,015)		-0,002	(0,002)		-0,018	(0,015)	
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,002	(0,003)		0,003	(0,018)		-0,002	(0,003)		0,006	(0,019)	
	-0,002	(0,002)		-0,016	(0,013)		0,000	(0,002)		-0,016	(0,013)	
H6: exporttätig	-0,006***	(0,002)		-0,051***	(0,014)		0,000	(0,002)		-0,050***	(0,014)	
erwarteter Umsatzanstieg	0,003**	(0,002)		0,008	(0,010)		0,003**	(0,001)		0,005	(0,010)	
unsichere Umsatzentwicklung	-0,001	(0,004)		0,049*	(0,025)		-0,007**	(0,003)		0,056**	(0,026)	
Erweiterungsinvestitionen	0,001	(0,002)		0,004	(0,011)		0,001	(0,002)		0,003	(0,012)	
Anteil offener Stellen	0,075***	(0,029)		0,243*	(0,132)		0,056**	(0,026)		0,187	(0,132)	
guter technischer Stand	-0,001	(0,002)		0,040***	(0,010)		-0,006***	(0,002)		0,045***	(0,010)	
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,027***	(0,008)		0,148***	(0,050)		-0,050***	(0,007)		0,198***	(0,051)	
Einbetriebsunternehmen	-0,004**	(0,002)		0,026**	(0,011)		-0,008***	(0,002)		0,035***	(0,011)	
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	1.873,24***											
Log-Likelihood	-10.014,98											
# Beobachtungen	19.623											
# Betriebe	8.388											

* **, *** signifikant auf 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikate).
 Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Die Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgrößen.
 Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.43: Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der einheitlichen 22,5%-Schwelle, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	alle Nutzer		Intensivnutzer		Nichtintensivnutzer		Differenz	
	ME	Std.f.	ME	Std.f.	ME	Std.f.	ME	Std.f.
H1: Lohnniveau	-0,001	(0,002)	0,058***	(0,011)	-0,006***	(0,001)	0,064***	(0,011)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,021***	(0,005)	0,122***	(0,029)	0,014***	(0,005)	0,108***	(0,030)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,003	(0,010)	0,137**	(0,054)	-0,006	(0,011)	0,144***	(0,056)
H3: Tarifbindung	0,004	(0,002)	0,056***	(0,018)	0,000	(0,002)	0,057***	(0,018)
H4: Betriebsrat	-0,001	(0,003)	-0,022	(0,019)	0,000	(0,003)	-0,022	(0,020)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,006	(0,004)	-0,032	(0,028)	-0,004	(0,004)	-0,028	(0,029)
	-0,001	(0,003)	-0,034	(0,023)	0,001	(0,003)	-0,035	(0,023)
H6: exporttätig	-0,005**	(0,002)	-0,047**	(0,020)	-0,002	(0,002)	-0,045**	(0,020)
erwarteter Umsatzanstieg	0,005***	(0,002)	0,007	(0,015)	0,005***	(0,001)	0,002	(0,016)
unsichere Umsatzentwicklung	-0,001	(0,004)	0,057	(0,036)	-0,005	(0,004)	0,062*	(0,036)
Erweiterungsinvestitionen	0,001	(0,002)	-0,009	(0,020)	0,002	(0,002)	-0,011	(0,020)
Anteil offener Stellen	0,074**	(0,030)	0,237	(0,146)	0,063**	(0,031)	0,174	(0,148)
guter technischer Stand	0,000	(0,002)	0,059***	(0,016)	-0,005**	(0,002)	0,064***	(0,016)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,030***	(0,008)	0,236***	(0,064)	-0,049***	(0,008)	0,285***	(0,065)
Einbetriebsunternehmen	-0,002	(0,002)	0,054***	(0,016)	-0,006***	(0,002)	0,060***	(0,017)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$			1.391,62***					
Log-Likelihood							-10.032,68	
# Beobachtungen							19.623	
# Betriebe							8.388	

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikat.).
 Kontrollgeräten: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Die Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgeräten.
 Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.44: Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der einheitlichen 25%-Schwelle, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	alle Nutzer			Intensivnutzer			Nichtintensivnutzer			Differenz		
	ME	StdF.		ME	StdF.		ME	StdF.		ME	StdF.	
H1: Lohnniveau	-0,001	(0,002)		0,074***	(0,012)		-0,005***	(0,002)		0,079***	(0,012)	
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,024***	(0,005)		0,150***	(0,036)		0,017***	(0,005)		0,132***	(0,036)	
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,002	(0,012)		0,140**	(0,066)		-0,005	(0,012)		0,145**	(0,067)	
H3: Tarifbindung	0,003	(0,002)		0,074***	(0,023)		-0,001	(0,002)		0,075***	(0,024)	
H4: Betriebsrat	0,000	(0,003)		-0,012	(0,022)		0,001	(0,003)		-0,013	(0,022)	
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,008**	(0,004)		-0,077**	(0,032)		-0,004	(0,004)		-0,073**	(0,033)	
	-0,001	(0,003)		-0,053*	(0,029)		0,002	(0,003)		-0,055*	(0,029)	
H6: exporttätig	-0,008***	(0,002)		-0,068***	(0,025)		-0,005**	(0,002)		-0,063**	(0,025)	
erwarteter Umsatzanstieg	0,005***	(0,002)		0,012	(0,022)		0,005***	(0,001)		0,006	(0,021)	
unsichere Umsatzentwicklung	-0,003	(0,004)		0,036	(0,044)		-0,005	(0,004)		0,041	(0,044)	
Erweiterungsinvestitionen	0,002	(0,002)		-0,015	(0,022)		0,003*	(0,002)		-0,018	(0,022)	
Anteil offener Stellen	0,106***	(0,030)		0,228	(0,156)		0,101***	(0,030)		0,127	(0,156)	
guter technischer Stand	-0,001	(0,002)		0,061***	(0,020)		-0,004**	(0,002)		0,065***	(0,021)	
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,036***	(0,007)		0,265***	(0,073)		-0,052***	(0,007)		0,317***	(0,075)	
Einbetriebsunternehmen	-0,002	(0,002)		0,060***	(0,021)		-0,005**	(0,002)		0,065***	(0,021)	
Wald-Test $H_0: \beta = 0$							1.306,91***					
Log-Likelihood							-10.038,52					
# Beobachtungen							19.623					
# Betriebe							8.388					

* **, *** signifikant auf 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikate.).
 Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Die Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgrößen.
 Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.45: Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der branchenspezifischen Schwelle am 70%-Perzentil, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	alle Nutzer		Intensivnutzer		Nichtintensivnutzer		Differenz	
	ME	Std.f.	ME	Std.f.	ME	Std.f.	ME	Std.f.
H1: Lohnniveau	-0,004***	(0,001)	0,009***	(0,003)	-0,009***	(0,001)	0,019***	(0,003)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,014***	(0,004)	0,046***	(0,012)	0,000	(0,003)	0,047***	(0,012)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,003	(0,009)	0,065***	(0,024)	-0,024***	(0,008)	0,089***	(0,025)
H3: Tarifbindung	0,002	(0,002)	0,007	(0,006)	-0,001	(0,001)	0,008	(0,006)
H4: Betriebsrat	-0,006**	(0,003)	-0,010	(0,008)	-0,004**	(0,002)	-0,006	(0,008)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,001	(0,003)	0,006	(0,010)	-0,002	(0,003)	0,007	(0,011)
	0,000	(0,002)	-0,003	(0,007)	0,001	(0,002)	-0,004	(0,007)
H6: exporttätig	-0,004**	(0,002)	-0,023***	(0,007)	0,003**	(0,001)	-0,026***	(0,007)
erwarteter Umsatzanstieg	0,002	(0,001)	0,005	(0,004)	0,000	(0,001)	0,005	(0,005)
unsichere Umsatzentwicklung	0,003	(0,005)	0,030***	(0,014)	-0,008***	(0,003)	0,038***	(0,014)
Erweiterungsinvestitionen	0,001	(0,002)	0,007	(0,005)	-0,001	(0,001)	0,009	(0,005)
Anteil offener Stellen	0,060**	(0,030)	0,192**	(0,087)	0,004	(0,020)	0,188**	(0,088)
guter technischer Stand	-0,001	(0,002)	0,015***	(0,005)	-0,008***	(0,001)	0,022***	(0,005)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,039***	(0,007)	-0,016	(0,020)	-0,049***	(0,007)	0,033	(0,022)
Einbetriebsunternehmen	-0,004*	(0,002)	0,008	(0,005)	-0,009***	(0,002)	0,017***	(0,006)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	2.339,61***							
Log-Likelihood	-9.993,47							
# Beobachtungen	19.623							
# Betriebe	8.388							

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikat.).
 Kontrollgeräten: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Die Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgeräten.
 Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.46: Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der branchenspezifischen Schwelle am 75%-Perzentil, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	alle Nutzer			Intensivnutzer			Nichtintensivnutzer			Differenz		
	ME	StdF.		ME	StdF.		ME	StdF.		ME	StdF.	
H1: Lohnniveau	-0,003***	(0,001)		0,013***	(0,004)		-0,009***	(0,001)		0,023***	(0,004)	
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,015***	(0,004)		0,055***	(0,014)		0,002	(0,003)		0,053***	(0,014)	
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,000	(0,009)		0,073***	(0,026)		-0,025***	(0,009)		0,098***	(0,028)	
H3: Tarifbindung	0,001	(0,002)		0,004	(0,007)		-0,001	(0,001)		0,005	(0,007)	
H4: Betriebsrat	-0,005**	(0,002)		-0,009	(0,008)		-0,003	(0,002)		-0,006	(0,008)	
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,000	(0,003)		0,006	(0,011)		-0,002	(0,003)		0,008	(0,012)	
	-0,002	(0,002)		-0,006	(0,007)		0,000	(0,002)		-0,005	(0,008)	
H6: exporttätig	-0,005***	(0,002)		-0,027***	(0,007)		0,002	(0,001)		-0,028***	(0,008)	
erwarteter Umsatzanstieg	0,002	(0,001)		0,006	(0,005)		0,001	(0,001)		0,005	(0,005)	
unsichere Umsatzentwicklung	0,003	(0,004)		0,035**	(0,015)		-0,008***	(0,003)		0,043***	(0,015)	
Erweiterungsinvestitionen	0,001	(0,002)		0,008	(0,006)		-0,002	(0,001)		0,010*	(0,006)	
Anteil offener Stellen	0,074**	(0,030)		0,201**	(0,096)		0,033	(0,022)		0,168*	(0,097)	
guter technischer Stand	-0,001	(0,002)		0,018***	(0,005)		-0,008***	(0,001)		0,026***	(0,005)	
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,041***	(0,007)		-0,003	(0,023)		-0,054***	(0,007)		0,051**	(0,024)	
Einbetriebsunternehmen	-0,006***	(0,002)		0,005	(0,006)		-0,009***	(0,002)		0,015**	(0,006)	
Wald-Test $H_0 : \beta = 0$	2.296,72***											
Log-Likelihood	-9.996,50											
# Beobachtungen	19.623											
# Betriebe	8.388											

*, **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikate.).
 Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Die Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgrößen.
 Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.47: Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der branchenspezifischen Schwelle am 90%-Perzentil, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1)

	alle Nutzer		Intensivnutzer		Nichtintensivnutzer		Differenz	
	ME	Std.f.	ME	Std.f.	ME	Std.f.	ME	Std.f.
H1: Lohnniveau	0,040***	(0,005)	-0,003***	(0,002)	0,040***	(0,008)	-0,008***	(0,002)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,096***	(0,016)	0,022***	(0,005)	0,102***	(0,023)	0,014***	(0,005)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,318***	(0,060)	-0,004	(0,012)	0,112***	(0,042)	-0,016	(0,012)
H3: Tarifbindung	-0,015**	(0,008)	0,004*	(0,002)	0,010	(0,012)	0,003	(0,002)
H4: Betriebsrat	0,072***	(0,010)	-0,002	(0,003)	-0,003	(0,013)	-0,002	(0,003)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,005	(0,013)	-0,002	(0,003)	-0,006	(0,020)	-0,002	(0,004)
	0,028**	(0,014)	-0,001	(0,002)	-0,017	(0,014)	0,001	(0,003)
H6: exporttätig	0,025**	(0,010)	-0,007***	(0,003)	-0,037***	(0,016)	-0,003	(0,002)
erwarteter Umsatzanstieg	0,044***	(0,007)	0,005***	(0,002)	0,007	(0,011)	0,005***	(0,002)
unsichere Umsatzentwicklung	0,016	(0,015)	0,000	(0,004)	0,055**	(0,028)	-0,006	(0,004)
Erweiterungsinvestitionen	0,030***	(0,007)	0,002	(0,002)	0,014	(0,013)	0,000	(0,002)
Anteil offener Stellen	0,126*	(0,065)	0,180***	(0,027)	0,170	(0,159)	0,183***	(0,022)
guter technischer Stand	-0,008	(0,007)	-0,003	(0,002)	0,026***	(0,010)	-0,006***	(0,002)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,117***	(0,019)	-0,046***	(0,008)	0,070	(0,045)	-0,059***	(0,008)
Einbetriebsunternehmen	-0,045***	(0,007)	-0,002	(0,002)	0,025**	(0,012)	-0,005***	(0,002)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$			1.627,33***					
Log-Likelihood			-10.029,61					
# Beobachtungen			19.623					
# Betriebe			8.388					

*, **, *** signifikant auf 10%--, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikat.).
 Kontrollgeräten: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Die Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgeräten.
 Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle C.48: Schätzergebnisse des FA2-Modells (Intensitätsgleichung) bei Verwendung der branchenspezifischen Schwelle am 95%-Perzentil, marginale Effekte, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: Intensität der Leiharbeitsnutzung [0, 1]

	alle Nutzer			Intensivnutzer			Nichtintensivnutzer			Differenz		
	ME	Std.f.		ME	Std.f.		ME	Std.f.		ME	Std.f.	
H1: Lohnniveau	-0,004**	(0,002)		0,059***	(0,013)		-0,007***	(0,002)		0,066***	(0,013)	
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,029***	(0,006)		0,118***	(0,036)		0,025***	(0,006)		0,093***	(0,036)	
H2: Anteil befristet Beschäftigter	-0,003	(0,014)		0,109	(0,066)		-0,008	(0,014)		0,117*	(0,067)	
H3: Tarifbindung	0,006***	(0,002)		0,027	(0,025)		0,006**	(0,002)		0,021	(0,025)	
H4: Betriebsrat	-0,004	(0,003)		-0,008	(0,024)		-0,004	(0,003)		-0,004	(0,024)	
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	-0,003	(0,004)		-0,043	(0,040)		-0,001	(0,004)		-0,042	(0,040)	
	0,002	(0,003)		-0,002	(0,026)		0,002	(0,003)		-0,004	(0,027)	
H6: exporttätig	-0,008***	(0,003)		-0,060**	(0,025)		-0,006**	(0,003)		-0,053**	(0,025)	
erwarteter Umsatzanstieg	0,007***	(0,002)		-0,008	(0,019)		0,008***	(0,002)		-0,016	(0,019)	
unsichere Umsatzentwicklung	0,006	(0,005)		0,087*	(0,048)		0,003	(0,005)		0,085*	(0,048)	
Erweiterungsinvestitionen	0,003	(0,002)		0,028	(0,022)		0,002	(0,002)		0,026	(0,022)	
Anteil offener Stellen	0,135**	(0,056)		0,210	(0,163)		0,133**	(0,058)		0,077	(0,162)	
guter technischer Stand	-0,001	(0,002)		0,038**	(0,017)		-0,003	(0,002)		0,041**	(0,017)	
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,056***	(0,010)		0,219***	(0,077)		-0,068***	(0,010)		0,287***	(0,077)	
Einbetriebsunternehmen	-0,003	(0,002)		0,030	(0,021)		-0,004*	(0,002)		0,034*	(0,021)	
Wald-Test $H_0 : \beta = 0$	1.280,55***											
Log-Likelihood	-10.056,39											
# Beobachtungen	19.623											
# Betriebe	8.388											

* **, *** signifikant auf 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern, mittels Bootstrapping geschätzt (150 Replikate.).
 Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Die Heteroskedastizitätsgleichung enthält die Kontrollgrößen.
 Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

D Tabellen zur Analyse von
Determinanten der dauerhaft
intensiven Nutzung

Tabelle D.1: Schätzergebnisse der Probit-Modelle bei Verwendung der einheitlichen 15%, 17,5%- und 22,5%-Schwelle, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung (0/1)

	15%-Schwelle						17,5%-Schwelle						22,5%-Schwelle						
	gepooltes Probit		RE Probit		CRE Probit		gepooltes Probit		CRE Probit		gepooltes Probit		CRE Probit		gepooltes Probit		CRE Probit		
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	
H1: Lohnniveau	0,063	(0,095)	0,332 [†]	(0,216)	0,087	(0,102)	0,000	(0,104)	0,024	(0,115)	0,085	(0,127)							
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,487*	(0,290)	1,226*	(0,715)	0,439	(0,316)	0,544*	(0,317)	0,518 [†]	(0,355)	0,804*	(0,456)							
H2: Anteil befristet Beschäftigter	-0,107	(0,647)	-1,221	(1,844)	0,111	(0,637)	-0,472	(0,738)	-0,234	(0,722)	-2,489***	(0,927)							
H3: Tarifbindung	-0,133	(0,138)	-0,153	(0,324)	-0,165	(0,148)	-0,096	(0,139)	-0,141	(0,149)	-0,170	(0,175)							
H4: Betriebsrat	0,293*	(0,175)	0,491	(0,395)	0,269	(0,189)	0,373*	(0,210)	0,361 [†]	(0,236)	0,144	(0,291)							
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,406*	(0,214)	0,919*	(0,542)	0,303	(0,242)	0,354 [†]	(0,243)	0,199	(0,297)	0,681***	(0,258)							
	-0,161	(0,180)	-0,322	(0,466)	-0,208	(0,192)	-0,212	(0,201)	-0,265	(0,221)	-0,529	(0,414)							
H6: exporttätig	-0,027	(0,159)	0,076	(0,346)	0,016	(0,169)	-0,039	(0,179)	0,015	(0,195)	-0,233	(0,250)							
erwarteter Umsatzanstieg	0,090	(0,120)	0,279	(0,260)	0,092	(0,127)	0,067	(0,134)	0,054	(0,143)	0,084	(0,190)							
unsichere Umsatzentwickl.	0,168	(0,288)	0,251	(0,686)	0,253	(0,298)	0,281	(0,289)	0,410	(0,298)	0,836***	(0,314)							
Erweiterungsinvestitionen	0,253*	(0,136)	0,408	(0,287)	0,198	(0,142)	0,168	(0,155)	0,088	(0,163)	0,230	(0,191)							
Anteil offener Stellen	0,463	(0,886)	1,583	(3,342)	1,514	(1,686)	0,493	(0,823)	3,067	(2,624)	-0,076	(1,837)							
guter technischer Stand	-0,227*	(0,134)	-0,471 [†]	(0,305)	-0,273**	(0,138)	-0,168	(0,145)	-0,223 [†]	(0,150)	-0,129	(0,186)							
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,842	(0,643)	-1,799	(1,795)	-0,871	(0,759)	-0,815	(0,630)	-0,769	(0,772)	-1,992	(1,609)							
Einbetriebsunternehmen	-0,191	(0,137)	-0,333	(0,308)	-0,204	(0,148)	-0,177	(0,145)	-0,200	(0,159)	-0,196	(0,209)							
Konstante	-2,406***	(0,516)	-6,514***	(1,345)	-2,351***	(0,538)	-2,862***	(0,550)	-2,845***	(0,587)	-6,858***	(0,865)							
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	2,978,95***		25,66		2,932,63***		2,583,73***		2,302,71***		1,499,56***								
Wald-Test $H_0: \xi = 0$					117,22***				123,17***										
LR-Test $H_0: \rho_c = 0$			77,82***																
Log-Likelihood	-289,05		-250,14		-279,98		-226,71		-217,77		-103,74								
# Beobachtungen	2.370		2.370		2.370		2.370		2.370		2.370								
# Betriebe	1.362		1.362		1.362		1.362		1.362		1.362								
# Strategienutzer (Beob.)	79		79		79		59		59		26								

[†], *, **, *** signifikant auf 15%, 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle D.2: Schätzergebnisse der Probit-Modelle bei Verwendung der einheitlichen 15%, 17,5% und 22,5%-Schwelle, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung (0/1)

	75%-Perzentil			83%-Perzentil			90%-Perzentil							
	gepooltes Probit	RE Probit	CRE Probit	gepooltes Probit	RE Probit	CRE Probit	gepooltes Probit	RE Probit	CRE Probit					
	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.				
H1: Lohnniveau	0,072	(0,080)	0,180	(0,173)	0,119	(0,087)	0,058	(0,094)	0,221	(0,221)	0,105	(0,103)	0,137	(0,116)
Ant. einfacher Tätigk.	0,250	(0,259)	0,079	(0,598)	0,287	(0,277)	0,226	(0,290)	0,871	(0,714)	0,187	(0,316)	0,411	(0,369)
H2: Ant. befristet Besch.	-0,371	(0,561)	-1,597	(1,763)	-0,010	(0,569)	-0,536	(0,681)	-1,819	(2,343)	-0,290	(0,702)	-0,770	(0,828)
H3: Tarifbindung	-0,021	(0,115)	0,068	(0,272)	-0,052	(0,125)	-0,082	(0,132)	-0,117	(0,334)	-0,141	(0,146)	-0,134	(0,157)
H4: Betriebsrat	0,147	(0,153)	0,245	(0,329)	0,105	(0,166)	0,286 [†]	(0,177)	0,675*	(0,405)	0,318 [†]	(0,198)	0,355	(0,259)
H5: Kapitalges. in ausländ. Eigentum	0,179	(0,190)	0,484	(0,469)	0,016	(0,234)	0,195	(0,213)	0,565	(0,555)	0,102	(0,260)	0,419*	(0,229)
H6: exporttätig	-0,066	(0,157)	-0,157	(0,383)	-0,139	(0,174)	-0,187	(0,181)	-0,404	(0,460)	-0,272	(0,206)	-0,276	(0,255)
	-0,201 [†]	(0,135)	-0,524*	(0,302)	-0,169	(0,144)	-0,059	(0,169)	-0,127	(0,347)	-0,045	(0,176)	-0,033	(0,196)
erwart. Umsatzanstieg	0,129	(0,096)	0,364*	(0,220)	0,138	(0,106)	0,110	(0,114)	0,422 [†]	(0,274)	0,159	(0,123)	-0,120	(0,160)
uns. Umsatzentwickl.	-0,126	(0,270)	-0,245	(0,626)	-0,004	(0,280)	0,061	(0,274)	0,246	(0,675)	0,199	(0,285)	0,340	(0,287)
Erweiterungsinvest.	0,103	(0,109)	0,098	(0,230)	0,082	(0,117)	0,116	(0,130)	0,080	(0,286)	0,106	(0,140)	0,244 [†]	(0,166)
Ant. offener Stellen	0,511	(0,741)	1,845	(2,873)	1,341	(1,345)	-0,002	(1,346)	-0,508	(5,550)	0,416	(2,229)	-9,233*	(4,968)
guter techn. Stand	-0,047	(0,105)	-0,041	(0,259)	-0,113	(0,110)	-0,090	(0,127)	-0,122	(0,317)	-0,172	(0,132)	0,111	(0,163)
Anteil atypisch Besch.	-0,502	(0,365)	-1,322	(1,117)	-0,403	(0,406)	-1,142**	(0,458)	-3,231*	(1,932)	-1,027**	(0,489)	-1,662***	(0,631)
Einbetriebsunt.	-0,121	(0,118)	-0,495*	(0,256)	-0,096	(0,130)	-0,208 [†]	(0,134)	-0,511 [†]	(0,318)	-0,179	(0,148)	-0,205	(0,160)
Konstante	-1,676***	(0,364)	-4,535***	(0,896)	-1,730***	(0,389)	-2,024***	(0,467)	-6,385***	(1,170)	-2,101***	(0,488)	-3,152***	(0,737)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	2.285,38***		36,23		1.613,80***		2.357,20***		31,38		1.748,89***		1.975,38***	
Wald-Test $H_0: \xi = 0$					260,54***						217,06***			
LR-Test $H_0: \rho_c = 0$			168,01***						110,04***					
Log-Likelihood	-468,58		-384,58		-452,46		-303,90		-248,88		-294,53		-162,42	
# Beobachtungen	2.370		2.370		2.370		2.370		2.370		2.370		2.370	
# Betriebe	1.362		1.362		1.362		1.362		1.362		1.362		1.362	
# Strategientzer	133		133		133		79		79		79		40	

[†], *, **, *** signifikant auf 15%, 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollvariablen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle D.3: Schätzergebnisse der Probit-Modelle ohne Kontrolle der direkten Motive, Verwendung der einheitlichen 15%- und 20%-Schwelle, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung (0/1)

	15%-Schwelle				20%-Schwelle	
	gepooltes Probit		CRE Probit		gepooltes Probit	
	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,360*	(0,216)	0,253	(0,244)	0,180	(0,242)
	-0,136	(0,184)	-0,180	(0,198)	-0,362	(0,290)
H6: exporttätig	0,005	(0,160)	0,057	(0,171)	-0,021	(0,202)
erwarteter Umsatzanstieg	0,101	(0,120)	0,109	(0,126)	0,163	(0,158)
unsichere Umsatzentwickl.	0,162	(0,296)	0,256	(0,306)	0,501 [†]	(0,308)
Erweiterungsinvestitionen	0,246*	(0,140)	0,197	(0,146)	0,280 [†]	(0,171)
Anteil offener Stellen	-0,326	(1,242)	0,412	(1,725)	-0,476	(1,426)
guter technischer Stand	-0,237*	(0,132)	-0,275**	(0,137)	-0,137	(0,163)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,781	(0,649)	-0,798	(0,769)	-1,040	(0,832)
Einbetriebsunternehmen	-0,225*	(0,137)	-0,230 [†]	(0,147)	-0,297*	(0,167)
Konstante	-2,021***	(0,420)	-1,968***	(0,431)	-6,326***	(0,465)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	3.314,29***		3.390,91***		2.025,01***	
Wald-Test $H_0: \xi = 0$			295,97***			
Log-Likelihood	-292,58		-285,90		-161,64	
# Beobachtungen	2.370		2.370		2.370	
# Betriebe	1.362		1.362		1.362	
# Strategienutzer (Beob.)	79		79		40	

[†], *, **, *** signifikant auf 15%-, 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle D.4: Schätzergebnisse der Probit-Modelle ohne Kontrolle der direkten Motive, Verwendung der branchenspezifischen Schwellen am 75%--, 83%-, 90%-Perzentil, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung (0/1)

	75%-Perzentil		83%-Perzentil		90%-Perzentil			
	gepooltes Probit	CRE Probit	gepooltes Probit	CRE Probit	gepooltes Probit	CRE Probit		
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.		
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,174 (0,193)		-0,001 (0,236)		0,187 (0,217)		0,382 [†] (0,235)	
	-0,036 (0,156)		-0,091 (0,172)		-0,164 (0,180)		-0,214 (0,259)	
H6: exporttätig	-0,183 (0,135)		-0,144 (0,145)		-0,037 (0,168)		0,003 (0,198)	
erwarteter Umsatzanstieg unsichere Umsatzentwickl.	0,130 (0,096)		0,147 (0,106)		0,115 (0,113)		-0,094 (0,158)	
Erweiterungsinvestitionen	-0,127 (0,272)		-0,004 (0,281)		0,066 (0,278)		0,338 (0,287)	
Anteil offener Stellen	0,101 (0,109)		0,085 (0,116)		0,105 (0,132)		0,217 (0,174)	
guter technischer Stand	0,142 (0,840)		0,778 (1,358)		-0,733 (1,768)		-10,037** (4,431)	
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,062 (0,104)		-0,125 (0,109)		-0,103 (0,124)		0,095 (0,159)	
Einbetriebsunternehmen	-0,520 (0,363)		-0,367 (0,390)		-1,199** (0,491)		-1,083** (0,531)	
Konstante	-0,147 (0,117)		-0,120 (0,128)		-0,246* (0,133)		-0,260 [†] (0,160)	
	-1,334*** (0,296)		-1,306*** (0,309)		-1,674*** (0,406)		-2,494*** (0,612)	
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	2.462,35***		1.363,40***		2.231,55***		1.606,88***	
Wald-Test $H_0: \xi = 0$			177,02***				144,11***	
Log-Likelihood	-470,64		-458,33		-306,56		-299,60	
# Beobachtungen	2.370		2.370		2.370		2.370	
# Betriebe	1.362		1.362		1.362		1.362	
# Strategienutzer (Beob.)	133		133		79		79	

[†], *, **, *** signifikant auf 15%-, 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle D.5: Schätzergebnisse der Probit-Modelle ohne Kontrolle der indirekten Motive, Verwendung der einheitlichen 15%- und 20%-Schwelle, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung (0/1)

	15%-Schwelle				20%-Schwelle	
	gepooltes Probit		CRE Probit		gepooltes Probit	
	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.
H1: Lohnniveau	0,051	(0,094)	0,073	(0,101)	-0,123	(0,110)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,423	(0,300)	0,419	(0,327)	0,511	(0,351)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	-0,169	(0,650)	0,029	(0,643)	-0,403 [†]	(0,730)
H3: Tarifbindung	-0,119	(0,137)	-0,157	(0,148)	-0,086	(0,155)
H4: Betriebsrat	0,279 [†]	(0,178)	0,267	(0,193)	0,210	(0,253)
erwarteter Umsatzanstieg	0,075	(0,121)	0,073	(0,128)	0,147	(0,161)
unsichere Umsatzentwickl.	0,189	(0,293)	0,283	(0,302)	0,539*	(0,319)
Erweiterungsinvestitionen	0,255*	(0,138)	0,213 [†]	(0,144)	0,312*	(0,167)
Anteil offener Stellen	0,316	(0,966)	1,207	(1,717)	-0,133	(1,179)
guter technischer Stand	-0,209 [†]	(0,133)	-0,265*	(0,139)	-0,123	(0,165)
Anteil atypisch Beschäft.	-0,826	(0,647)	-0,839	(0,756)	-1,347*	(0,768)
Einbetriebsunternehmen	-0,210 [†]	(0,134)	-0,212 [†]	(0,145)	-0,279*	(0,161)
Konstante	-2,370***	(0,517)	-2,322***	(0,540)	-6,219***	(0,530)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	3.303,11***		3.451,94***		2.044,17***	
Wald-Test $H_0: \xi = 0$			142,41***			
Log-Likelihood	-291,51		-284,40		-160,30	
# Beobachtungen	2.370		2.370		2.370	
# Betriebe	1.362		1.362		1.362	
# Strategienutzer (Beob.)	79		79		40	

[†], *, **, *** signifikant auf 15%-, 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr.
Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle D.6: Schätzergebnisse der Probit-Modelle ohne Kontrolle der indirekten Motive, Verwendung der branchenspezifischen Schwellen am 75%--, 83%-, 90%-Perzentil, Koeffizienten, Wellen 2005-2008, abhängige Variable: dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung (0/1)

	75%-Perzentil		83%-Perzentil		90%-Perzentil					
	gepooltes Probit		CRE Probit		gepooltes Probit					
	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.	Koeff.	Std.				
H1: Lohnniveau	0,051	(0,078)	0,094	(0,084)	0,034	(0,090)	0,071	(0,099)	0,106	(0,116)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,211	(0,266)	0,272	(0,283)	0,199	(0,299)	0,184	(0,326)	0,338	(0,378)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	-0,397	(0,562)	-0,034	(0,568)	-0,585	(0,686)	-0,346	(0,703)	-0,824	(0,827)
H3: Tarifbindung	-0,011	(0,114)	-0,047	(0,126)	-0,077	(0,131)	-0,137	(0,146)	-0,119	(0,157)
H4: Betriebsrat	0,140	(0,152)	0,091	(0,166)	0,280 [†]	(0,179)	0,308 [†]	(0,200)	0,333	(0,260)
erwarteter Umsatzanstieg	0,119	(0,096)	0,125	(0,105)	0,104	(0,113)	0,148	(0,122)	-0,112	(0,160)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,123	(0,268)	-0,013	(0,277)	0,070	(0,276)	0,200	(0,284)	0,367	(0,291)
Erweiterungsinvestitionen	0,096	(0,108)	0,084	(0,116)	0,112	(0,131)	0,110	(0,141)	0,225	(0,164)
Anteil offener Stellen	0,404	(0,787)	1,186	(1,362)	-0,176	(1,512)	0,182	(2,306)	-9,837**	(4,979)
guter technischer Stand	-0,041	(0,104)	-0,115	(0,110)	-0,081	(0,127)	-0,170	(0,134)	0,131	(0,162)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,447	(0,358)	-0,326	(0,395)	-1,082**	(0,458)	-0,921*	(0,497)	-1,562**	(0,635)
Einbetriebsunternehmen	-0,128	(0,115)	-0,088	(0,125)	-0,203 [†]	(0,130)	-0,164	(0,142)	-0,225 [†]	(0,153)
Konstante	-1,736***	(0,363)	-1,781***	(0,387)	-1,984***	(0,458)	-2,043***	(0,482)	-3,033***	(0,718)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	2.289,18***		1.786,32***		2.638,08***		2.534,37***		1.979,20***	
Wald-Test $H_0: \xi = 0$			253,58***				193,60***			
Log-Likelihood	-470,92		-457,69		-305,16		-297,24		-164,47	
# Beobachtungen	2.370		2.370		2.370		2.370		2.370	
# Betriebe	1.362		1.362		1.362		1.362		1.362	
# Strategienutzer (Beob.)	133		133		79		79		40	

†, *, **, *** signifikant auf 15%-, 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2005-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle D.7: Schätzergebnisse der Probit-Modelle bei Verwendung der einheitlichen 15%- und 17,5%-Schwelle, Koeffizienten, Wellen 2004-2008, abhängige Variable: dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung (0/1)

	15%-Schwelle						17,5%-Schwelle					
	gepooltes Probit			CRE Probit			gepooltes Probit			CRE Probit		
	Koeff.	StdF.		Koeff.	StdF.		Koeff.	StdF.		Koeff.	StdF.	
H1: Lohnniveau	0,078	(0,081)		0,138 [†]	(0,091)		-0,026	(0,090)		0,058	(0,104)	
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,422*	(0,221)		0,361	(0,256)		0,538**	(0,251)		0,529*	(0,304)	
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,533	(0,457)		0,399	(0,537)		-0,095	(0,540)		-0,543	(0,624)	
H3: Tarifbindung	-0,200*	(0,119)		-0,308**	(0,135)		-0,140	(0,132)		-0,260*	(0,153)	
H4: Betriebsrat	0,243 [†]	(0,164)		0,242	(0,185)		0,340*	(0,203)		0,351 [†]	(0,236)	
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,245	(0,199)		0,148	(0,247)		0,271	(0,231)		0,282	(0,285)	
	-0,135	(0,148)		-0,187	(0,165)		-0,378**	(0,172)		-0,533***	(0,207)	
H6: exporttätig	-0,064	(0,124)		0,025	(0,137)		-0,048	(0,150)		0,087	(0,169)	
erwarteter Umsatzanstieg	-0,006	(0,097)		-0,051	(0,105)		-0,070	(0,118)		-0,180	(0,133)	
unsichere Umsatzentwicklung	-0,081	(0,247)		-0,066	(0,281)		0,033	(0,249)		0,000	(0,300)	
Erweiterungsinvestitionen	0,142	(0,114)		0,080	(0,126)		0,021	(0,131)		-0,113	(0,146)	
Anteil offener Stellen	0,619	(0,803)		0,756	(1,918)		1,031	(0,759)		4,001*	(2,253)	
guter technischer Stand	-0,112	(0,112)		-0,080	(0,122)		-0,107	(0,128)		-0,064	(0,143)	
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,555	(0,491)		-0,215	(0,556)		-0,936*	(0,555)		-0,798	(0,666)	
Einbetriebsunternehmen	-0,101	(0,130)		-0,107	(0,147)		-0,083	(0,146)		-0,089	(0,171)	
Konstante	-2,307***	(0,416)		-2,348***	(0,446)		-2,951***	(0,462)		-3,128***	(0,515)	
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	3.667,28***			3.305,69***			2.605,83***			3.594,04***		
Wald-Test $H_0: \xi = 0$	628,52***			628,52***			621,43***			621,43***		
Log-Likelihood	-432,41			-403,28			-310,56			-273,58		
# Beobachtungen	3.876			3.876			3.876			3.876		
# Betriebe	1.669			1.669			1.669			1.669		
# Strategienutzer (Beob.)	108			108			76			76		

†, *, **, *** signifikant auf 15%, 10%, 5%, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. *Quelle:* IAB-Betriebspanel, Wellen 2004-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Tabelle D.8: Schätzergebnisse der Probit-Modelle bei Verwendung der branchenspezifischen Schwellen am 75%-, 83%-, 90%-Perzentil, Koeffizienten, Wellen 2004-2008, abhängige Variable: dauerhaft intensive Leiharbeitsnutzung (0/1)

	75%-Perzentil		83%-Perzentil		90%-Perzentil			
	gepooltes Probit	CRE Probit	gepooltes Probit	gepooltes Probit	gepooltes Probit	gepooltes Probit		
	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.	Koeff.	Stdf.		
H1: Lohnniveau	0,088	(0,071)	0,102	(0,081)	0,075	(0,079)	0,102	(0,099)
Anteil einfacher Tätigkeiten	0,272	(0,218)	0,297	(0,239)	0,146	(0,241)	0,360	(0,307)
H2: Anteil befristet Beschäftigter	0,397	(0,421)	0,578	(0,484)	0,404	(0,503)	0,135	(0,591)
H3: Tarifbindung	-0,073	(0,105)	-0,102	(0,118)	-0,139	(0,119)	-0,207 [†]	(0,140)
H4: Betriebsrat	0,166	(0,140)	0,182	(0,160)	0,266*	(0,161)	0,278	(0,230)
H5: Kapitalgesellschaft in ausländischem Eigentum	0,149	(0,179)	0,037	(0,231)	0,080	(0,200)	0,173	(0,213)
	-0,031	(0,135)	-0,069	(0,152)	-0,128	(0,146)	-0,221	(0,190)
H6: exporttätig	-0,193*	(0,114)	-0,178	(0,125)	-0,063	(0,130)	-0,119	(0,162)
erwarteter Umsatzanstieg	0,079	(0,082)	0,069	(0,088)	0,061	(0,094)	-0,192 [†]	(0,121)
unsichere Umsatzentwickl.	-0,305	(0,245)	-0,256	(0,275)	-0,148	(0,245)	0,084	(0,246)
Erweiterungsinvestitionen	0,085	(0,092)	0,079	(0,101)	0,059	(0,107)	0,109	(0,135)
Anteil offener Stellen	0,785	(0,712)	1,615	(1,493)	0,771	(0,828)	0,084	(2,210)
guter technischer Stand	-0,007	(0,092)	-0,029	(0,101)	-0,001	(0,110)	0,158	(0,134)
Anteil atypisch Beschäftigter	-0,457 [†]	(0,303)	-0,216	(0,344)	-0,775*	(0,418)	-1,309*	(0,540)
Einbetriebsunternehmen	-0,062	(0,112)	-0,055	(0,127)	-0,156	(0,126)	-0,121	(0,152)
Konstante	-1,799***	(0,315)	-1,741***	(0,350)	-1,892***	(0,385)	-2,661*	(0,616)
Wald-Test $H_0: \beta = 0$	2.488,67***		2.403,29***		2.034,13***		2.736,64***	
Wald-Test $H_0: \xi = 0$			533,15***					
Log-Likelihood	-700,04		-657,90		-485,56		-259,04	
# Beobachtungen	3.876		3.876		3.876		3.876	
# Betriebe	1.669		1.669		1.669		1.669	
# Strategienutzer (Beob.)	190		190		121		60	

[†], *, **, *** signifikant auf 15%-, 10%-, 5%-, 1%-Niveau. Cluster-robuste Standardfehler in Klammern. Kontrollgrößen: Dummy-Variablen für Betriebsgröße, Branche, Bundesland, Jahr. Quelle: IAB-Betriebspanel, Wellen 2004-2008, unbalanciertes Panel, eigene Berechnung.

Literaturverzeichnis

- Abraham, K. G. (1988): Flexible Staffing Arrangements and Employers' Short-term Adjustment Strategies, in: Hart, R. A., (Hrsg.), *Employment, Unemployment, and Labor Utilization*, Boston: Unwin Hyman, S. 288–311.
- Ai, C./E. C. Norton (2003): Interaction Terms in Logit and Probit Models, in: *Economics Letters*, 80(1), S. 123–129.
- Amemiya, T./M. Boskin (1974): Regression Analysis When the Dependent Variable is Truncated Lognormal, with an Application to the Determinants of the Duration of Welfare Dependency, in: *International Economic Review*, 15(2), S. 485–496.
- Ammermüller, A./B. Boockmann/A. Garloff/A. Kuckulenz/A. Spermann (2003): Die ZEW-Erhebung bei Zeitarbeitsbetrieben. Dokumentation der Umfrage und Ergebnisse von Analysen, ZEW-Diskussionspapier 03-07, Mannheim.
- Antoni, M./E. Jahn (2009): Do Changes in Regulation Affect Employment Duration in Temporary Help Agencies?, in: *Industrial and Labor Relations Review*, 62(2), S. 226–251.
- Arabmazar, A./P. Schmidt (1982): An Investigation of the Robustness of the Tobit Estimator to Non-Normality, in: *Econometrica*, 50(4), S. 1055–1063.
- Arnold, M./K. Hussinger (2005): Export Behavior and Firm Productivity in German Manufacturing: A Firm-Level Analysis, in: *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)*, 141(2), S. 219–243.
- Arulampalam, W. (1999): A Note on Estimated Coefficients in Random Effects Probit Models, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, S. 597–602.

- Atkinson, J. (1984): Manpower Strategies for Flexible Organizations, in: *Personnel Management*, 16, S. 28–31.
- Autor, D. H. (2003): Outsourcing at Will: The Contribution of Unjust Dismissal Doctrine to the Growth of Employment Outsourcing, in: *Journal of Labor Economics*, 21(1), S. 1–42.
- Barba-Navaretti, G./A. Venables (2004): *Multinational Firms in the World Economy*, Princeton University Press.
- Baumann, F./M. Mechtel/N. Stähler (2011): Employment Protection and Temporary Work Agencies, in: *LABOUR: Review of Labour Economics and Industrial Relations*, 25(3), S. 308–329.
- Baumgarten, D./M. Kvasnicka/J. Landmann/E. Thode (2012a): Durchlässiger Arbeitsmarkt durch Zeitarbeit?, Studie im Auftrag der Bertelsmann Stiftung, Gütersloh.
- Baumgarten, D./M. Kvasnicka/J. Landmann/E. Thode (2012b): Herausforderung Zeitarbeit, Studie im Auftrag der Bertelsmann Stiftung, Gütersloh.
- Beckmann, M. (2000): Unternehmenspolitik, Managerkontrolle und Personalabbau in Deutschland. Theoretische Ansätze und empirische Analyse mit Daten des IAB-Betriebspanels, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 33(4), S. 594–608.
- Bellmann, L./A. Kühl (2007): Weitere Expansion der Leiharbeit? Eine Bestandsaufnahme auf Basis des IAB-Betriebspanels, Studie an die Hans-Böckler-Stiftung, Düsseldorf.
- Benner, C./F. Mane (2011): From Internal to Network Labor Markets? Insights on New Promotion Processes from the Call Center Industry, in: *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 50(2), S. 323–353.
- Bernard, A. B./J. Eaton/J. B. Jensen/S. Kortum (2003): Plants and Productivity in International Trade, in: *American Economic Review*, 93(4), S. 1268–1290.

- Berton, F./P. Garibaldi (2012): Workers and Firms Sorting into Temporary Jobs, in: *The Economic Journal*, 122(562), S. 125–154.
- Bispinck, R./WSI-Tarifarchiv (2003): Tarifpolitischer Jahresbericht 2003: Konflikt um Tarifautonomie - Kampf um Lohnprozente, Informationen zur Tarifpolitik, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut in der Hans-Böckler-Stiftung (WSI), Düsseldorf.
- Bispinck, R./WSI-Tarifarchiv (2011): Tarifpolitischer Jahresbericht 2010: Beschäftigungssicherung und gedämpfte Lohnentwicklung, Informationen zur Tarifpolitik, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut in der Hans-Böckler-Stiftung (WSI), Düsseldorf.
- Bispinck, R./WSI-Tarifarchiv (2012): Tarifpolitischer Jahresbericht 2012: Höhere Tarifabschlüsse und Erfolge bei Leiharbeit und Ausbildung, Informationen zur Tarifpolitik, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliches Institut in der Hans-Böckler-Stiftung (WSI), Düsseldorf.
- Blundell, R./C. Meghir (1987): Bivariate alternatives to the Tobit model, in: *Journal of Econometrics*, 34(1-2), S. 179–200.
- Bohachova, O./D. Einsele (2008): Beschäftigung von Zeitarbeitnehmern in Baden-Württemberg: Ausmaß, Entwicklung, Determinanten, IAW-Kurzbericht 6, Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung, Tübingen.
- Böheim, R./M. Zweimüller (2013): The Employment of Temporary Agency Workers in the UK: For or Against the Trade Unions?, in: *Economica*, 80, S. 65–95.
- Boockmann, B./T. Hagen (2005): Befristete und andere 'atypische' Beschäftigungsverhältnisse: Wird der Arbeitsmarkt funktionsfähiger?, in: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 38(2-3), S. 305–324.
- Bosch, G. (2011): Missbrauch von Leiharbeit verhindern, IAQ-Standpunkte 2011-02, Institut für Arbeit und Qualifikation, Duisburg.
- Box, G. E. P./D. R. Cox (1964): An Analysis of Transformations, in: *Journal of the Royal Statistical Society*, 26(2), S. 211–252.

- Brehmer, W./H. Seifert (2008): Sind atypische Beschäftigungsverhältnisse prekär? Eine empirische Analyse sozialer Risiken, in: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 4, S. 501–531.
- Buch, C. M./J. Döpke/H. Strotmann (2009): Does Export Openness Increase Firm-level Output Volatility?, in: *The World Economy*, 32(4), S. 531–551.
- Bundesagentur für Arbeit (2009): Der Arbeitsmarkt in Deutschland - aktuelle Entwicklungen in der Zeitarbeit, Arbeitsmarktberichterstattung, Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.
- Bundesagentur für Arbeit (2011): Zeitarbeit in Deutschland - Aktuelle Entwicklungen, Januar 2011, Arbeitsmarktberichterstattung, Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.
- Bundesagentur für Arbeit (2013): Zeitarbeit in Deutschland - Aktuelle Entwicklungen, Januar 2013, Arbeitsmarktberichterstattung, Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.
- Burbidge, J. B./L. Magee/A. L. Robb (1988): Alternative Transformations to Handle Extreme Values of the Dependent Variable, in: *Journal of the American Statistical Association*, 83(401), S. 123–127.
- Burda, M. C./M. Kvasnicka (2006): Zeitarbeit in Deutschland: Trends und Perspektiven, in: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 7(2), S. 195–225.
- Butler, J. S./R. Moffitt (1982): A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One-Factor Multinomial Probit Model, in: *Econometrica*, 50(3), S. 761–764.
- Cahuc, P./O. Charlot/F. Malherbet (2012): Explaining the Spread of Temporary Jobs and its Impact on Labor Turnover, IZA-Diskussionspapier 6365, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- Cahuc, P./F. Postel-Vinay (2002): Temporary Jobs, Employment Protection and Labor Market Performance, in: *Labour Economics*, 9(1), S. 63–91.

- Cameron, A. C./P. K. Trivedi (2005): *Microeconometrics. Methods and Applications*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Cameron, A. C./P. K. Trivedi (2010): *Microeconometrics Using Stata*, Stata Press, Texas, überarbeitete Auflage.
- Carlin, P. S./L. Flood (1997): Do Children Affect the Labor Supply of Swedish Men? Time Diary vs. Survey Data, in: *Labour Economics*, 4(2), S. 167–183.
- Carson, R. T./Y. Sun (2007): The Tobit Model with a Non-Zero Threshold, in: *Econometrics Journal*, 10(3), S. 488–502.
- Chamberlain, G. (1980): Analysis of Covariance with Qualitative Data, in: *Review of Economic Studies*, 47(1), S. 225–38.
- CIETT (2012): The Agency Work Industry around the World, Economic report, International Confederation of Private Employment Agencies, Brüssel.
- CIETT (2013): The Agency Work Industry around the World, Economic report, International Confederation of Private Employment Agencies, Brüssel.
- Cragg, J. G. (1971): Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods, in: *Econometrica*, 39(5), S. 829–844.
- Crimmann, A./C. Lehmann (2012): Der Preis der Flexibilität: Wann sich Zeitarbeit lohnt und wann eher nicht, in: *Personalführung*, 45(7), S. 28–35.
- Crimmann, A./K. Ziegler/P. Ellguth/S. Kohaut/F. Lehmer (2009): Forschungsbericht zum Thema Arbeitnehmerüberlassung, Endbericht, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- Davidson, R./J. G. MacKinnon (1981): Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses, in: *Econometrica*, 49(3), S. 781–793.
- Davis-Blake, A./B. Uzzi (1993): Determinants of Employment Externalization: A Study of Temporary Workers and Independent Contractors, in: *Administrative Science Quarterly*, 38(2), S. 195–223.

- Dräger, V./P. Marx (2012): Do Firms Demand Temporary Workers When They Face Workload Fluctuation? Cross-Country Firm-Level Evidence on the Conditioning Effect of Employment Protection, IZA-Diskussionspapier 6894, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, Bonn.
- Dörre, K. (2009): Prekarität im Finanzmarkt-Kapitalismus, in: Castel, R./K. Dörre, (Hrsg.), *Prekarität, Abstieg, Ausgrenzung - Die soziale Frage am Beginn des 21. Jahrhunderts*, Campus, Frankfurt am Main, S. 35–64.
- Drukker, D. M. (2002): Bootstrapping a Conditional Moments Test for Normality after Tobit Estimation, in: *Stata Journal*, 2(2), S. 125–139.
- Dudenhöffer, F./C. Büttner (2006): Der Wettbewerbsfaktor Zeitarbeit in der Automobilindustrie, in: *ifo-Schnelldienst*, 59(9), S. 30–36.
- Düll, H./L. Bellmann (1998): Betriebliche Weiterbildungsaktivitäten in West- und Ostdeutschland. Eine theoretische und empirische Analyse mit den Daten des IAB-Betriebspanels 1997, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 31(2), S. 205–225.
- Dütsch, M. (2011): Wie prekär ist Zeitarbeit? Eine Analyse mit dem Matching-Ansatz, in: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 43(4), S. 299–318.
- Eichhorst, W./P. Marx (2012): Welche Zeitarbeitsmodelle gibt es in anderen Ländern?, in: Dinges, A./H. Franken/G. Breucker/V. Calasan/C. Speidel, (Hrsg.), *Zukunft Zeitarbeit. Perspektiven für Wirtschaft und Gesellschaft*, Springer-Verlag, Berlin, S. 157–172.
- Eickelpasch, A./A. Vogel (2011): Determinants of Export Behaviour of German Business Services Companies, in: *The Service Industries Journal*, 31(4), S. 513 – 526.
- Ellguth, P./S. Kohaut (2012): Tarifbindung und betriebliche Interessenvertretung: Ergebnisse aus dem IAB-Betriebspanel 2011, in: *WSI-Mitteilungen*, 65(4), S. 297–305.

- Ellguth, P./S. Kohaut/D. Müller (2014): The IAB Establishment Panel - methodological essentials and data quality, in: *Journal for Labour Market Research*, 47(1-2), S. 27–41.
- Engellandt, A./R. T. Riphahn (2005): Temporary contracts and employee effort, in: *Labour Economics*, 12(3), S. 281–299.
- Fischer, G./F. Janik/D. Müller/A. Schmucker (2008): Das IAB-Betriebspanel - von der Stichprobe über die Erhebung bis zur Hochrechnung, FDZ-Methodenreport 01/2008, Nürnberg.
- Fischer, G./F. Janik/D. Müller/A. Schmucker (2009): The IAB Establishment Panel. Things Users Should Know, in: *Schmollers Jahrbuch. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 129(1), S. 133–148.
- Fitzenberger, B./K. Kohn/A. Lembcke (2013): Union Density and Varieties of Coverage: The Anatomy of Union Wage Effects in Germany, in: *Industrial and Labor Relations Review*, 66(1), S. 169–197.
- Galais, N./K. Moser/G. Münchhausen (2007): Arbeiten, Lernen und Weiterbildung in der Zeitarbeit - Eine Befragung von Zeitarbeitnehmer/innen in Deutschland, in: Münchhausen, G., (Hrsg.), *Kompetenzentwicklung in der Zeitarbeit - Potenzielle und Grenzen*, Schriftenreihe des Bundesinstituts für Berufsbildung Bonn, Bertelsmann, Bielefeld, S. 161–178.
- Garz, M. (2014): Employment and wages in Germany since the 2004 deregulation of the temporary agency industry, in: *International Labour Review*, 152(2), S. 307–326.
- George, E. (2003): External Solutions and Internal Problems: The Effects of Employment Externalization on Internal Workers' Attitudes, in: *Organization Science*, 14(4), S. 386–402.
- Giesecke, J. (2009): Socio-economic Risks of Atypical Employment Relationships: Evidence from the German Labour Market, in: *European Sociological Review*, 25(6), S. 629–646.

- Gould, W./J. Pitblado/B. Poi (2010): *Maximum Likelihood Estimation with Stata*, Stata Press, 4. Aufl.
- Gourieroux, C./A. Monfort/A. Trognon (1984): Pseudo Maximum Likelihood Methods: Theory, in: *Econometrica*, 52(3), S. 681–700.
- Greene, W. H. (2008): *Econometric Analysis*, Pearson Prentice Hall, New Jersey, 6. Aufl.
- Guilkey, D. K./J. L. Murphy (1993): Estimation and Testing in the Random Effects Probit Model, in: *Journal of Econometrics*, 59(3), S. 301–317.
- Gundert, S./C. Hohendanner (2011): Leiharbeit und befristete Beschäftigung: Soziale Teilhabe ist eine Frage von stabilen Jobs, IAB-Kurzbericht 04/2011, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- Hagen, T./B. Boockmann (2002): Determinanten der Nachfrage nach befristeten Verträgen, Leiharbeit und freier Mitarbeit: Empirische Analysen auf Basis des IAB-Betriebspanels, in: Bellmann, L./A. Kölling, (Hrsg.), *Betrieblicher Wandel und Fachkräftebedarf*, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 257, Nürnberg, S. 199–231.
- Hamermesh, D. S. (1989): Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs, in: *American Economic Review*, 79(4), S. 674–689.
- Hardin, J. W./J. M. Hilbe (2012): *Generalized Linear Models and Extensions*, Stata Press, College Station, Texas, 3. Aufl.
- Hartz, P./N. Bense/J. Fiedler/H. Fischer/P. Gasse/W. Jann/P. Kraljic/I. Kunkel-Weber/K. Luft/H. Schartau/W. Schickler/H.-E. Schleyer/G. Schmid/W. Tiefensee/E. Voscherau (2002): *Moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt. Vorschläge der Kommission zum Abbau der Arbeitslosigkeit und zur Umstrukturierung der Bundesanstalt für Arbeit*, Broschüre A 306 des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialordnung.
- Harvey, A. C. (1976): Estimating Regression Models with Multiplicative Heteroscedasticity, in: *Econometrica*, 44(3), S. 461–465.

- Heckman, J. J. (1976): The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models, in: *Annals of Economic Social Measurement*, 5(4), S. 475–492.
- Heinbach, W. D./S. Schröpfer (2007): Typisierung der Tarifvertragslandschaft, Eine Clusteranalyse der tarifvertraglichen Öffnungsklauseln, in: *Journal of Economics and Statistics (Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik)*, 227(3), S. 219–235.
- Heinbach, W. D./M. Spindler (2007): To Bind or Not to Bind Collectively? Decomposition of Bargained Wage Differences Using Counterfactual Distributions, Hohenheimer Diskussionsbeiträge 294, Universität Hohenheim.
- Hess, D./P. Kaps/H. Mosley (2006): Implementations- und Wirkungsanalyse der Personal-Service-Agentur, in: *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, 75(3), S. 9–31.
- Hirsch, B./S. Müller (2012): The Productivity Effect of Temporary Agency Work: Evidence from German Panel Data, in: *The Economic Journal*, 122(562), S. 216–235.
- Hohendanner, C./L. Bellmann (2006): Interne und externe Flexibilität, in: *WSI-Mitteilungen*, 59(5), S. 241–246.
- Holst, H./O. Nachtwey/K. Dörre (2009): Funktionswandel von Leiharbeit. Neue Nutzungsstrategien und ihre arbeits- und mitbestimmungspolitischen Folgen, Diskussionspapier 41, Otto Brenner Stiftung, Frankfurt am Main.
- Holst, H./O. Nachtwey/K. Dörre (2010): The Strategic Use of Temporary Agency Work - Functional Change of a Non-standard Form of Employment, in: *International Journal of Action Research*, 6(1), S. 108–138.
- Höpner, M. (2003): *Wer beherrscht die Unternehmen? Shareholder Value, Managerherrschaft und Mitbestimmung in Deutschland*, Campus, Frankfurt am Main.

- Houseman, S. (2001): Why Employers Use Flexible Staffing Arrangements: Evidence from an Establishment Survey, in: *Industrial and Labor Relations Review*, 55(1), S. 149–170.
- Jahn, E. (2005a): Was macht den Unterschied? Determinanten der Nachfrage nach Leiharbeit in Deutschland und den Niederlanden, in: *Industrielle Beziehungen*, 4, S. 393–423.
- Jahn, E./E. Weber (2013): Zeitarbeit: Zusätzliche Jobs, aber auch Verdrängung, IAB-Kurzbericht 02/2013, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- Jahn, E. J. (2005b): Wie wirkt der Kündigungsschutz?, in: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 38(2/3), S. 284–304.
- Jahn, E. J. (2010): Reassessing the Pay Gap for Temps in Germany, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 230(2), S. 208–233.
- Jahn, E. J./F. Lehmer/J. Möller/M. Promberger/U. Walwei/K. Ziegler (2011): Mehr Stabilität und soziale Sicherheit. Stellung der Leiharbeitnehmer verbessern. Öffentliche Anhörung von Sachverständigen vor dem Ausschuss für Arbeit und Soziales des Deutschen Bundestags am 21. März 2011, IAB Stellungnahme - Ausgewählte Beratungsergebnisse des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 3/2011, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- Jensen, M. C./W. H. Meckling (1976): Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, in: *Journal of Financial Economics*, 3(4), S. 305–360.
- Johnson, N. L. (1949): Systems of Frequency Curves Generated by Methods of Translation, in: *Biometrika*, 36, S. 149–176.
- Jones, A. M./S. T. Yen (2000): A Box-Cox Double-Hurdle Model, in: *Manchester School*, 68(2), S. 203–21.

- Kahn, L. M. (2010): Employment Protection Reforms, Employment and the Incidence of Temporary Jobs in Europe: 1996-2001, in: *Labour Economics*, 17(1), S. 1–15.
- Kalina, T./C. Weinkopf (2008): Konzentriert sich die steigende Niedriglohnbeschäftigung in Deutschland auf atypisch Beschäftigte?, in: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 41(4), S. 447–469.
- Keller, B./H. Seifert (2008): Flexicurity: Ein europäisches Konzept und seine nationale Umsetzung, Expertise im Auftrag der Abteilung Wirtschafts- und Sozialpolitik der Friedrich-Ebert-Stiftung, Bonn.
- Keller, B./H. Seifert (2011): Atypische Beschäftigung und soziale Risiken. Entwicklung, Strukturen, Regulierung, Expertise im Auftrag der Abteilung Wirtschafts- und Sozialpolitik der Friedrich-Ebert-Stiftung, Bonn.
- Kinkel, S./G. Lay (2012): Familienunternehmen – langfristige Stabilität statt kurzfristiger Optimierung, Mitteilungen aus der ISI-Erhebung zur 'Modernisierung der Produktion' 60, Fraunhofer-Institut für System- und Innovationsforschung, Karlsruhe.
- Kohaut, S./C. Schnabel (2003): Verbreitung, Ausmaß und Determinanten der über-tariflichen Entlohnung, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 36(4), S. 661–671.
- Kölling, A. (2000): The IAB-Establishment Panel, in: *Schmollers Jahrbuch. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 120(2), S. 291–300.
- Krause, R. (2012): Tarifverträge zur Begrenzung der Leiharbeit und zur Durchsetzung des Equal-Pay-Grundsatzes, Rechtsgutachten im Auftrag des Hugo Sinzheimer Instituts für Arbeitsrecht, Frankfurt am Main.
- Kvasnicka, M./A. Werwatz (2003): On the Wages of Temporary Help Service Workers in Germany, Diskussionspapier 0309004, Labor and Demography, EconWPA, Berlin.

- Lankford, R. H./J. H. Wyckoff (1991): Modeling Charitable Giving Using a Box-Cox Standard Tobit Model, in: *The Review of Economics and Statistics*, 73(3), S. 460–470.
- Lehmann, C./J. Gantz/C. Eichel (2012): Zeitarbeit in Industrieunternehmen: Ergebnisbericht einer Unternehmensbefragung, Diskussionspapier, Bayreuth Reports on Strategy, Universität Bayreuth.
- Lehmer, F./K. Ziegler (2010): Brückenfunktion der Leiharbeit: Zumindest ein schmaler Steg, IAB-Kurzbericht 13/2010, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- Lichtblau, K./T. Schleiermacher/H. Schäfer (2011): Zeitarbeit in Deutschland: Treiber für Flexibilität und Wachstum, Studie der IW Consult GmbH in Zusammenarbeit mit dem Institut der deutschen Wirtschaft Köln im Auftrag des Bundesarbeitgeberverbands der Personaldienstleister (BAP), Köln.
- Lin, H.-L./R.-S. Yeh/C.-F. Chung (2009): The Effect of Outward Investment to China on Domestic R&D: A Two-Hurdle Model with Endogenous ODI, in: *Applied Economics*, 41(9), S. 1191–1198.
- MacKinnon, J. G./L. Magee (1990): Transforming the Dependent Variable in Regression Models, in: *International Economic Review*, 31(2), S. 315–39.
- Maddala, G./F. Nelson (1975): Specification Errors in Limited Dependent Variable Models, NBER Working Paper 96, National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Magee, L. (1988): The Behaviour of a Modified Box-Cox Regression Model when Some Values of the Dependent Variable are Close to Zero, in: *The Review of Economics and Statistics*, 70(2), S. 362–366.
- Martinez-Espineira, R. (2006): A Box-Cox Double-Hurdle Model of Wildlife Valuation: The Citizen's Perspective, in: *Ecological Economics*, 58(1), S. 192–208.
- McCullagh, P./J. A. Nelder (1989): *Generalized Linear Models*, Chapman & Hall, London, 2. Aufl.

- Melitz, M. (2003): The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity, in: *Econometrica*, 71(6), S. 1695–1725.
- Miegel, M./S. Wahl/M. Schulte (2007): Die Rolle der Zeitarbeit in einem sich ändernden Arbeitsmarkt, Gutachten, Institut für Wirtschaft und Gesellschaft Bonn.
- Mitlacher, L. W. (2007): The Role of Temporary Agency Work in Different Industrial Relations Systems - A Comparison between Germany and the USA, in: *British Journal of Industrial Relations*, 45(3), S. 581–606.
- Moser, K./N. Galais (2009): Zeitarbeit aus Mitarbeitersicht, in: Schwaab, M.-O./A. Durian, (Hrsg.), *Zeitarbeit: Chancen - Erfahrungen - Herausforderungen*, Gabler Verlag, Wiesbaden.
- Mundlak, Y. (1978): On the Pooling of Time Series and Cross Section Data, in: *Econometrica*, 46(1), S. 69–85.
- Neubäumer, R./S. Kohaut (2007): A Double Hurdle Approach for Company Further Training Behaviour and an Empirical Test of this Using Data from the IAB Establishment Panel, in: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 40(2/3), S. 251–269.
- Newey, W. K. (1985): Maximum Likelihood Specification Testing and Conditional Moment Tests, in: *Econometrica*, 53(5), S. 1047–1070.
- Nielen, S./A. Schiersch (2014): Temporary Agency Work and Firm Competitiveness: Evidence from German Manufacturing Firms, in: *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 53(3), S. 365–393.
- Nollen, S. (1996): Negative Aspects of Temporary Employment, in: *Journal of Labor Research*, 17, S. 567–582.
- Oberhofer, H./M. Pfaffermayr (2011): Testing the One-Part Fractional Response Model against an Alternative Two-Part Model, Working Papers in Economics and Finance 2011-1, Universität Salzburg.
- Oberst, M./T. Schank/C. Schnabel (2007): Interne Arbeitsmärkte und Einsatz temporärer Arbeitsverhältnisse: Eine Fallstudie mit Daten eines deutschen Dienstleistungsunternehmens, in: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 77(11), S. 1159–1177.

- Ono, Y./D. Sullivan (2008): Manufacturing Plants' Use of Temporary Workers: An Analysis Using Census Micro Data, Working Papers 08-40, Center for Economic Studies, U.S. Census Bureau, Washington DC.
- Pagan, A./F. Vella (1989): Diagnostic Tests for Models Based on Individual Data: A Survey, in: *Journal of Applied Econometrics*, 4(1), S. 29–59.
- Papke, L. E./J. M. Wooldridge (1996): Econometric Methods for Fractional Response Variables with an Application to 401(K) Plan Participation Rates, in: *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), S. 619–632.
- Papke, L. E./J. M. Wooldridge (2008): Panel Data Methods for Fractional Response Variables with an Application to Test Pass Rates, in: *Journal of Econometrics*, 145(1-2), S. 121–133.
- Pfeifer, C. (2006): Warum beschäftigen Firmen befristete Arbeitnehmer und Leiharbeitskräfte? Eine theoretische und empirische Analyse mit Daten aus dem Hannoveraner Firmenpanel, in: Nienhüser, W., (Hrsg.), *Beschäftigungspolitik von Unternehmen – Theoretische Erklärungsansätze und empirische Erkenntnisse*, Schriftenreihe Empirische Personal- und Organisationsforschung 26, S. 197–224.
- Pfleger, S. (2011): *Matching und Zeitarbeit: Theoretische Analysen zu den Auswirkungen der Leiharbeit auf den Arbeitsmarkt*, Dissertation, Universität Hohenheim.
- Poirier, D. (1978): The Use of the Box-Cox Transformation in Limited Dependent Variable Models, in: *Journal of the American Statistical Association*, 73, S. 284–287.
- Promberger, M. (2006): Leiharbeit im Betrieb: Strukturen, Kontexte und Handhabung einer atypischen Beschäftigungsform, Abschlussbericht des Forschungsprojektes HBS-2002-418-3, gefördert von der Hans-Böckler-Stiftung, Nürnberg.
- Puhani, P. (2000): The Heckman Correction for Sample Selection and Its Critique, in: *Journal of Economic Surveys*, 14(1), S. 53–68.
- Ragnitz, J. (2008): Zeitarbeit in der sächsischen Metall- und Elektroindustrie: Die Sicht der Unternehmen, in: *ifo-Dresden berichtet*, 15(5), S. 32–37.

- Ramalho, E. A./J. J. S. Ramalho (2012a): Alternative Versions of the RESET Test for Binary Response Index Models: A Comparative Study, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(1), S. 107–130.
- Ramalho, E. A./J. J. S. Ramalho (2012b): Exponential Regression of Fixed Effects Fractional Response Models, Arbeitspapier, Universidade de Evora (Portugal).
- Ramalho, E. A./J. J. S. Ramalho/J. M. Murteira (2011): Alternative Estimating and Testing Empirical Strategies for Fractional Regression Models, in: *Journal of Economic Surveys*, 25(1), S. 19–68.
- Ramalho, J. J. S./J. V. Silva (2009): A Two-Part Fractional Regression Model for the Financial Leverage Decisions of Micro, Small, Medium and Large Firms, in: *Quantitative Finance*, 9(5), S. 621–636.
- Ramalho, J. J. S./J. V. Silva (2012): Functional Form Issues in the Regression Analysis of Financial Leverage Ratios, in: *Empirical Economics*, 44(2), S. 1–33.
- Ramsey, J. (1969): Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression analysis, in: *Journal of the Royal Statistical Society B*, 31(2), S. 350–371.
- Rebitzer, J. B./L. J. Taylor (1991): A Model of Dual Labor Markets When Product Demand Is Uncertain, in: *The Quarterly Journal of Economics*, 106(4), S. 1373–1383.
- Reynolds, A./J. S. Shonkwiler (1991): Testing and Correcting for Distributional Misspecifications in the Tobit Model: An Application of the Information Matrix Test, in: *Empirical Economics*, 16(3), S. 313–323.
- Rodrik, D. (1997): *Has Globalization Gone too Far?*, Institute for International Economics, Washington D.C.

- Rudolph, H. (2003): Befristete Arbeitsverträge und Zeitarbeit - Quantitäten und Strukturen 'prekärer Beschäftigungsformen', in: Linne, G./B. Vogel, (Hrsg.), *Leiharbeit und befristete Beschäftigung. Neue Formen sozialer Gefährdung oder Chance auf Arbeitsmarktintegration?*, Arbeitspapier der Hans-Böckler-Stiftung 68, Düsseldorf, S. 9–26.
- Saint-Paul, G. (1996): *Dual Labor Markets: A Macroeconomic Perspective*, MIT Press, Cambridge MA.
- Salvatori, A. (2012): Union Threat and Non-union Employment: A Natural Experiment on the Use of Temporary Employment in British Firms, in: *Labour Economics*, 19(6), S. 944–956.
- Schank, T./C. Schnabel/J. Wagner (2010): Higher Wages in Exporting Firms: Self-Selection, Export Effect, or Both? First Evidence from Linked Employer-Employee Data, in: *Review of World Economics*, 146(2), S. 303–322.
- Schröder, C. (2012): Die Struktur der Arbeitskosten in der deutschen Wirtschaft, IW-Trends 2/2012, Institut der Wirtschaft Köln.
- Schröpfer, S./J. Behringer/G. Klee (2011): Beschäftigung von Zeitarbeitnehmerinnen und Zeitarbeitnehmern in Baden-Württemberg: Ausmaß und Entwicklung seit der Krise 2008/2009, IAW-Kurzbericht 5, Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung, Tübingen.
- Schwaab, M.-O. (2009): Zeitarbeit aus Unternehmenssicht, in: Schwaab, M.-O./A. Durian, (Hrsg.), *Zeitarbeit: Chancen - Erfahrungen - Herausforderungen*, Gabler Verlag, Wiesbaden, S. 33–48.
- Sczesny, C./S. Schmidt/H. Schulte/P. Dross/G. Jasper (2008): Zeitarbeit in Nordrhein-Westfalen. Strukturen, Einsatzstrategien, Entgelte. Studie zur Zeitarbeit in NRW im Auftrag des Ministeriums für Arbeit, Gesundheit und Soziales des Landes Nordrhein-Westfalen, Endbericht, Düsseldorf.
- Seifert, H./W. Brehmer (2008): Leiharbeit: Funktionswandel einer flexiblen Beschäftigungsform, in: *WSI-Mitteilungen*, 61(6), S. 335–341.

- Silverman, B. W. (1986): *Density estimation for statistics and data analysis, Monographs on Statistics and Applied Probability*, Chapman and Hall, London.
- Skeels, C. L./F. Vella (1997): Monte Carlo Evidence on the Robustness of Conditional Moment Tests in Tobit and Probit Models, in: *Econometric Reviews*, 16(1), S. 69–92.
- Skeels, C. L./F. Vella (1999): A Monte Carlo Investigation of the Sampling Behavior of Conditional Moment Tests in Tobit and Probit Models, in: *Journal of Econometrics*, 92(2), S. 275–294.
- Solon, G./S. J. Haider/J. M. Wooldridge (2013): What are we weighting for?, NBER Working Papers 18859, National Bureau of Economic Research.
- Sousa-Poza, A./H. Schmid/R. Widmer (2001): The Allocation and Value of Time Assigned to Housework and Child-Care: An Analysis for Switzerland, in: *Journal of Population Economics*, 14(4), S. 599–618.
- Stata Corporation (2012): *Stata 12 Base Reference Manual.*, Stata Press.
- Statistik der Bundesagentur für Arbeit (2013a): Arbeitnehmerüberlassung, Leiharbeitnehmer und Verleihbetriebe - Zeitreihe ab 1973, Januar 2012, Nürnberg. Datenstand Juni 2013.
- Statistik der Bundesagentur für Arbeit (2013b): Beschäftigungsstatistik, Sozialversicherungspflichtig Beschäftigte nach ausgewählten Merkmalen, Nürnberg. Datenstand Juni 2013.
- Statistisches Bundesamt (2009): Niedrigeinkommen und Erwerbstätigkeit, Begleitmaterial zum Pressegespräch am 19. August 2009, Frankfurt am Main.
- Statistisches Bundesamt (2012): Niedriglohn und Beschäftigung 2010, Begleitmaterial zur Pressekonferenz am 10. September 2012 in Berlin, Frankfurt am Main.
- Statistisches Bundesamt: Genesis-Online (2013a): Tabelle 42111-0104, Beschäftigte und Umsatz der Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe: Deutschland, Monate, Wirtschaftszweige, WZ2003 2-/3-/4-Steller. Datenstand Januar 2013.

- Statistisches Bundesamt: Genesis-Online (2013b): Tabelle 61241-0002, Erzeugerpreisindizes gewerblicher Produkte: Deutschland, Monate, Güterverzeichnis (GP2009 2-/3-/4-/5-/6-/9-Steller/Sonderpositionen). Datenstand Januar 2013.
- Strotmann, H. (2009): Beschäftigungswirkungen der Zeitarbeit aus gesamtwirtschaftlicher Perspektive, in: Schwaab, M.-O./A. Durian, (Hrsg.), *Zeitarbeit: Chancen - Erfahrungen - Herausforderungen*, Gabler Verlag, Wiesbaden, S. 67–86.
- Sturm, F. (2012): 'Gabriels Ruf nach Steuererhöhungen ist falsch', in: *Die Welt*, Ausgabe vom 15. August 2012.
- Tauchen, G. (1985): Diagnostic Testing and Evaluation of Maximum Likelihood Models, in: *Journal of Econometrics*, 30(1-2), S. 415–443.
- Tobin, J. (1958): Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables, in: *Econometrica*, 26, S. 24–36.
- Vanselow, A. (2009): Entfesseln oder einhegen? Zeitarbeit in der Krise, IAQ-Report 2009-06, Institut für Arbeit und Qualifikation, Duisburg.
- Venn, D. (2009): Legislation, Collective Bargaining and Enforcement: Updating the OECD Employment Protection Indicators, OECD Social, Employment and Migration Working Papers 89, OECD Publishing, Paris.
- Vidal, M./L. M. Tigges (2009): Temporary Employment and Strategic Staffing in the Manufacturing Sector, in: *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 48(1), S. 55–72.
- Vuong, Q. H. (1989): Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses, in: *Econometrica*, 57(2), S. 307–333.
- Wagner, J. (2001): A Note on the Firm Size – Export Relationship, in: *Small Business Economics*, 17, S. 229–237.
- Wagner, J. (2007): Exports and Productivity in Germany, in: *Applied Economics Quarterly*, 53(4), S. 353–373.

- Wald, A. (1943): Tests of Statistical Hypotheses Concerning Several Parameters When the Number of Observations is Large, in: *Transactions of the American Mathematical Society*, 54(3), S. 426–482.
- Waltermann, R. (2010): Abschied vom Normalarbeitsverhältnis? - Welche arbeits- und sozialrechtlichen Regelungen empfehlen sich im Hinblick auf die Zunahme neuer Beschäftigungsformen und die wachsende Diskontinuität von Erwerbsbiographien?, Gutachten für den 68. Deutschen Juristentag 2010, in: *Neue Juristische Wochenzeitschrift*, 22, Beilage 3/2010, S. 81–85.
- Wassermann, W./W. Rudolph (2007): Leiharbeit als Gegenstand betrieblicher Mitbestimmung, Arbeitspapier 148, Hans-Böckler-Stiftung, Düsseldorf.
- Weinkopf, C./A. Vanselow (2008): (Fehl-) Entwicklung in der Zeitarbeit?, Expertise im Auftrag der Abteilung Wirtschafts- und Sozialpolitik der Friedrich-Ebert-Stiftung, Bonn.
- Windolf, P. (2005): Was ist Finanzmarktkapitalismus?, in: Windolf, P., (Hrsg.), *Finanzmarktkapitalismus. Analyse zum Wandel von Produktionsregimen*, Westdeutscher Verlag, Opladen, S. 20–57.
- Wingerter, C. (2009): Wandel der Erwerbsformen, in: *Wirtschaft und Statistik*, 11, Bundesamt für Statistik, Wiesbaden, S. 1080–1098.
- Wooldridge, J. M. (2010a): Correlated Random Effects Models with Unbalanced Panels, Manuskript, Michigan State University.
- Wooldridge, J. M. (2010b): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Massachusetts, Cambridge, London, 2. Aufl.
- Wooldridge, J. M. (2011): Fractional Response Models with Endogeneous Explanatory Variables and Heterogeneity, CHI11 Stata Conference 12, Stata Users Group.
- Yen, S. T. (1993): Working Wives and Food Away from Home: The Box-Cox Double Hurdle Model, in: *American Journal of Agricultural Economics*, 75(4), S. 884–895.

- Yen, S. T. (1995): Alternative Transformations in a Class of Limited Dependent Variable Models: Alcohol Consumption by US Women, in: *Applied Economics Letters*, 2(8), S. 258–262.
- Yen, S. T. (2005): Zero Observations and Gender Differences in Cigarette Consumption, in: *Applied Economics*, 37(16), S. 1839–1849.
- Yen, S. T./A. M. Jones (1996): Individual Cigarette Consumption and Addiction: A Flexible Limited Dependent Variable Approach, in: *Health Economics*, 5, S. 105–117.
- Yen, S. T./A. M. Jones (1997): Household Consumption of Cheese: An Inverse Hyperbolic Sine Double-Hurdle Model with Dependent Errors, in: *American Journal of Agricultural Economics*, 79(1), S. 246–251.

