

## **Der Rückgang der Langzeitarbeitslosigkeit in Deutschland: Ein Erfolg der Hartz-Reformen oder konjunktureller Effekt?**

Von Sabine Klinger und Thomas Rothe\*

### **Abstract**

High and persistent unemployment has been a major problem in Germany for decades. This article presents the theoretical reasons as well as individual and macroeconomic consequences of long-term unemployment. The so called Hartz Reforms aimed at reducing unemployment by reducing inflows and easing the transition from unemployment into employment. We describe the development of stocks and flows on the German labour market in the course of the business cycle between 1998 and 2009. Furthermore, we estimate an empirical matching function to detect the effects of the reforms and the business cycle on aggregate outflows from unemployment into employment. We apply the three stage least squares estimator (3SLS) to our system of equations as we include matching functions for long-term as well as short-term unemployed. For the sake of clarity and intuitive understanding, we model the reforms as time dummy variables and control for a trend that otherwise could also capture reform and other time effects. To learn about the business cycle effects we additionally compare the determinants of matching in two economic expansions by means of an Oaxaca-Blinder decomposition. Our results show that matching efficiency has improved for the long-term unemployed especially after the first two waves Hartz I/II and Hartz III. Thus, the reforms contributed to the observed reduction in long-term unemployment. However, there is no evidence that matches responded more strongly to the economic expansion after the reforms.

### **Zusammenfassung**

Hohe und persistente Arbeitslosigkeit ist seit langem ein Problem in Deutschland. Dieser Artikel verweist auf die theoretischen Hintergründe sowie die individuellen und gesamtwirtschaftlichen Folgen von lang andauernder Arbeitslosigkeit. Die unter Peter Hartz' Namen umgesetzten Reformen zielen darauf ab, den Zustrom in Arbeitslosigkeit zu reduzieren und den Übergang aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung zu beschleunigen.

---

\* Die Autoren danken zwei anonymen Gutachtern sowie den IAB-Kollegen Jürgen Wiemers, Michael Stops, Daniel Werner, Hermann Gartner und Norbert Schanne für ihre Unterstützung. Sehr hilfreich waren auch die Hinweise in den Diskussionsforen am IAB, ifo Dresden und auf dem 6. Annual International Symposium on Economic Theory, Policy and Applications in Athen.

Wir beschreiben zunächst die Entwicklung der Bestandsgrößen und der Stromgrößen des Arbeitsmarkts im Konjunkturzusammenhang von 1998 bis Mitte 2009. Des Weiteren verwenden wir eine empirische Matching-Funktion, um die Effekte der Konjunktur und der Hartz-Reformen auf die aggregierten Abgänge aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung zu schätzen. Da in unserer Schätzung Kurz- und Langzeitarbeitslose in einem Gleichungssystem betrachtet werden, nutzen wir die dreistufige Methode der kleinsten Quadrate (3SLS). Den Ergebnissen zufolge hat sich das Matching aus Langzeitarbeitslosigkeit vor allem nach den Reformen Hartz I/II und Hartz III beschleunigt, somit haben die Hartz-Reformen den Rückgang der Langzeitarbeitslosigkeit begünstigt. Eine stärkere Reaktion der Abgänge aus Arbeitslosigkeit auf die Konjunktur lässt sich nicht nachweisen. Die Reformen werden klar und intuitiv verständlich als Zeitdummy-Variablen modelliert. Für einen Trend, der andernfalls Reform- und sonstige Zeiteffekte auffangen würde, wird kontrolliert. Ob die Konjunktur den Matching-Prozess nach den Reformen anders beeinflusst hat als zuvor, untersuchen wir mittels einer Oaxaca-Blinder-Dekomposition.

*JEL Classification:* E32, J64, J68

Received: May 21, 2010

Accepted: November 14, 2011

## 1. Einleitung

Im Wirtschaftsaufschwung zwischen 2006 und 2008 ging die Arbeitslosigkeit in Deutschland um ein Drittel zurück, die Langzeitarbeitslosigkeit sogar um 40 Prozent. Bestandsänderungen dieser Größenordnung hatten im Aufschwung zuvor, in den Jahren 1998 bis 2000, nicht stattgefunden. Insbesondere die Verringerung der Langzeitarbeitslosigkeit überraschte, denn die betroffenen Personen stehen dem Arbeitsmarkt ferner, verfügen über weniger aktuelles Fachwissen und sind schlechter in Netzwerke eingebunden als Personen, die nur kurz arbeitslos waren.

Die außergewöhnliche Entwicklung muss erklärbar sein durch eine deutlich geringere Zahl von Zugängen in (Langzeit-)Arbeitslosigkeit oder/und eine deutlich höhere Zahl von Abgängen. Abgänge aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung werden als *Matches* bezeichnet, der Prozess des Zueinanderfindens von Bewerbern und offenen Stellen als *Matching*. Erklärt eine Veränderung des Matching-Prozesses den kräftigen Rückgang der Arbeitslosigkeit?

In den Jahren 2006 bis 2008 befand sich der Arbeitsmarkt im Aufwind – als Folge eines wirtschaftlichen Aufschwungs, der Ende 2004 eingesetzt hatte. Zu- vor hatte die Wirtschaft stagniert, besonders die Langzeitarbeitslosigkeit hatte zugenommen. Die Lohnentwicklung war daraufhin sehr moderat und förderte die internationale Wettbewerbsfähigkeit der Unternehmen.

Während der Stagnation, zwischen 2003 und 2005, wurde aber auch die größte Sozial- und Arbeitsmarktreform seit Bestehen der Bundesrepublik umgesetzt. Der damalige Bundeskanzler Gerhard Schröder hatte unter dem Druck der hohen und persistenten Arbeitslosigkeit eine Kommission unter der Leitung

des damaligen Volkswagen-Personalvorstands Peter Hartz einberufen. Deren Ziel bestand darin, die Institutionen am Arbeitsmarkt zu modernisieren und die Arbeitslosigkeit über eine Verringerung der Zugänge und Erhöhung der Abgänge zu senken (Hartz et al., 2002).

Ob der ungewöhnlich kräftige Rückgang der Arbeitslosigkeit auf die Reformen oder auf die konjunkturelle Entwicklung zurückzuführen ist, untersucht diese Studie. Dabei betrachten wir in erster Linie Stromgrößen am Arbeitsmarkt und konzentrieren die ökonometrische Analyse auf die Abgänge aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung. Zusätzlich wird berücksichtigt, dass die Reformen auch die Intensität der Konjunkturwirkung auf den Arbeitsmarkt verändert haben könnten. So berichten Bourdet und Persson (1990) von positiven Effekten der Interaktion von Arbeitsmarktpolitik und wirtschaftlicher Erholung in Schweden.

Bislang liegen wenige Forschungsergebnisse über makroökonomische Effekte der Hartz-Reformen vor (z. B. Fertig/Kluve/Schmidt, 2006). Unserem Ansatz am ähnlichssten ist die Arbeit von Fahr/Sunde (2009), die ebenfalls einen Stock-Flow-Matching-Ansatz verwenden und eine Beschleunigung des Matching seit den Hartz-Reformen der Jahre 2003 und 2004 nachweisen. Im Gegensatz zu Fahr/Sunde (2009) nutzen wir amtliche Daten der Bundesagentur für Arbeit (BA), die es uns erlauben, die Entwicklung bis zum Juni 2009 nachzuzeichnen und auch die Hartz-IV-Reform im Jahr 2005 in die Analyse einzubeziehen. Hillmann (2009) verwendet vergleichbare Daten, betrachtet allerdings nicht die ersten Wellen der Hartz-Reformen, sondern beschränkt sich auf den Effekt der Hartz-IV-Reform auf die Matching-Effizienz. Hillmann weist insgesamt positive Effekte der Reform nach, findet jedoch auch einen positiven Einfluss des Anteils Langzeitarbeitsloser in einer Region auf die Matching-Effizienz (Hillmann, 2009, 19). Launov/Wälde (2010) analysieren den Einfluss der Reform der Arbeitslosenunterstützung durch Hartz IV ebenfalls anhand eines weiterentwickelten Matching-Modells. Sie finden insgesamt schwache positive Effekte der Reform, zeigen aber auch, dass Langzeitarbeitslose profitieren und so die soziale Wohlfahrt steigt. Im Gegensatz dazu kommen Fehr/Vobruba (2011) anhand von Daten des Sozioökonomischen Panels zu dem Ergebnis, dass sich die Beschäftigungschancen arbeitsloser Transferbezieher nach der Hartz-IV-Reform nicht signifikant verbessert hätten. Ihrer Analyse liegt keine Matching-Funktion, sondern ein Hazard-Raten-Modell zugrunde.

Unsere Analyse zielt auf die Effekte aller Reformwellen auf die Übergänge aus Kurz- und Langzeitarbeitslosigkeit in Beschäftigung und berücksichtigt dabei die wirtschaftliche Entwicklung. Sollten sich die Hartz-Reformen in Summe positiv auf die Matching-Effizienz von Langzeitarbeitslosen ausgewirkt haben, wäre es nun leichter, die Langzeitarbeitslosigkeit zu verlassen. Dies würde individuelle Folgen von lang anhaltender Arbeitslosigkeit mindern, wie etwa gesundheitliche Beeinträchtigungen (Romeu Gordo, 2006) oder

sozialen Ausschluss (Atkinson, 1998) und hätte auch gesamtwirtschaftlich günstige Effekte auf die Kosten, die durch Arbeitslosigkeit entstehen (Bach/Spitznagel, 2008).

Lassen sich jedoch keine Wirkungen der Hartz-Reformen auf die Wahrscheinlichkeit, eine Beschäftigung aufzunehmen, nachweisen, stünde die Nachhaltigkeit des Rückgangs der Langzeitarbeitslosigkeit in Frage. Die besondere Entwicklung ließe sich dann nur auf einen stärkeren Einsatz arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen (z. B. Arbeitsgelegenheiten) zurückführen und die Funktionsweise des Arbeitsmarktes hätte sich nicht grundsätzlich verbessert.

Der Artikel gliedert sich wie folgt: Das nächste Kapitel stellt das Ausmaß von Kurz- und Langzeitarbeitslosigkeit in Deutschland dar und erläutert Bestimmungsfaktoren der Dauer von Arbeitslosigkeit. Eine knappe Beschreibung der Hartz-Reformen und ihrer möglichen Wirkungen auf den Stellenbesetzungsprozess schließen sich an. Das dritte Kapitel widmet sich der Empirie: Daten und deskriptive Analysen über Konjunktur, Arbeitslosigkeit und Vakanzen werden präsentiert, das ökonometrische Stock-Flow-Matching-Modell wird vorgestellt sowie die Ergebnisse interpretiert. Schließlich fassen wir zusammen und ziehen einige Schlussfolgerungen.

## 2. Zur Bedeutung von Langzeitarbeitslosigkeit

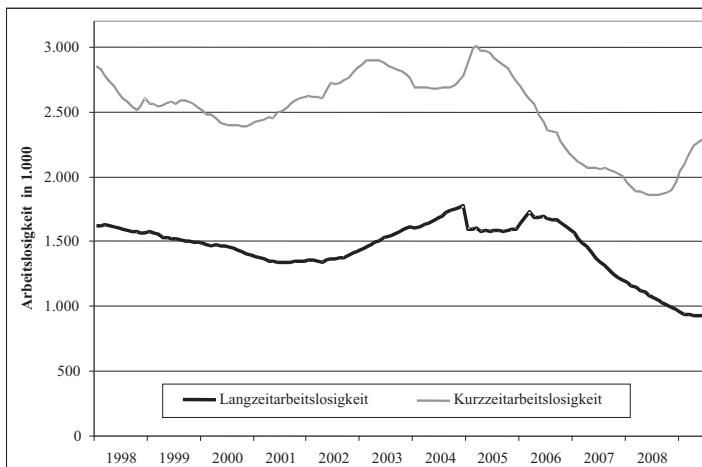
### 2.1 Ausmaß der Langzeitarbeitslosigkeit in Deutschland

Nach der Definition des Sozialgesetzbuchs (SGB) III ist eine Person langzeitarbeitslos, wenn sie ununterbrochen länger als 12 Monate bei der Arbeitsagentur als arbeitslos registriert ist, eine sozialversicherungspflichtige Arbeitsstelle (für mindestens 15 Wochenstunden) sucht und den Integrationsbemühungen der Arbeitsagentur, inklusive arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen, zur Verfügung steht. Gemäß dieser Definition waren zwischen Januar 1998 und Juni 2009 im Durchschnitt 1,45 Mio. Personen langzeitarbeitslos. Das entspricht rund einem Drittel des durchschnittlichen monatlichen Arbeitslosenbestands von 3,96 Mio. Personen. Für die übrigen beiden Drittel war die Arbeitslosigkeitsdauer kürzer als ein Jahr. Wir bezeichnen sie im Folgenden als Kurzzeitarbeitslose.

Abbildung 1 zeigt den saisonbereinigten Verlauf der Kurz- und Langzeitarbeitslosigkeit in Deutschland von Anfang 1998 bis Mitte 2009. Während der wirtschaftlichen Stagnationsphase von 2001 bis 2004 (vgl. Kap. 3.2) stieg die Langzeitarbeitslosigkeit deutlich, sodass im Winter 2004/2005 etwa 1,8 Mio. Personen länger als ein Jahr arbeitslos waren.

Die vierte Stufe der Arbeitsmarktreformen (Hartz IV) im Januar 2005 verursachte einen Strukturbruch in der Datenreihe: Damals übernahmen 69 zuge-

lassene kommunale Träger (Optionskommunen) in ihrer Region die Betreuung für hilfebedürftige Arbeitslose im Rahmen des SGB II eigenverantwortlich, und die Statistik der Bundesagentur für Arbeit enthält keine detaillierten Informationen über die so betreuten Personen.<sup>1</sup> Gleichzeitig wurden Arbeitslosen- und Sozialhilfe zusammengelegt, und arbeitslose Sozialhilfeempfänger ließen sich neu bei den Arbeitsagenturen registrieren, um ihren Anspruch auf Arbeitslosengeld II geltend zu machen. Obwohl sie häufig schon seit längerer Zeit ohne Arbeit waren, begann ihre Dauer der Arbeitslosigkeit bei Null. Sofern es diesen Personen nicht gelang, die Arbeitslosigkeit innerhalb eines Jahres zu verlassen, was aufgrund der vergleichsweise geringen Qualifikation und weiterer Vermittlungshemmnisse wohl für die meisten dieser Gruppe galt, gingen sie zum Jahresbeginn 2006 in Langzeitarbeitslosigkeit über. Somit ist ein zweiter Strukturbruch bei der Analyse zu berücksichtigen.



*Quelle:* Bundesagentur für Arbeit. Saisonbereinigte Monatswerte ohne Daten der zugelassenen kommunalen Träger in 69 Kreisen, die nicht das IT-System der Bundesagentur für Arbeit nutzen.

Abbildung 1: Bestand an Kurz- und Langzeitarbeitslosen in Deutschland, 1998 bis 2009

<sup>1</sup> Für die monatliche Berichterstattung der BA werden diese Personen hinzugeschätzt. Weil Informationen über die Dauer der Arbeitslosigkeit fehlen, schließen wir sie aus der Analyse aus. Nach dem Ende unseres Beobachtungszeitraums hat sich die Zahl der zugelassenen kommunalen Träger geändert: 2011 gibt es infolge der Kreisgebietsreformen in Sachsen und Sachsen-Anhalt 67 kommunale Träger, ab 2012 sind es 108 Optionskommunen.

## 2.2 Bestimmungsfaktoren der Dauer von Arbeitslosigkeit

Das Risiko, von Langzeitarbeitslosigkeit betroffen zu sein, ist in der Bevölkerung nicht gleich verteilt. Für den größten Teil der Arbeitslosen ist die Suche nach einem neuen Arbeitsplatz eine vorübergehende und vergleichsweise kurze Phase. So konnten 48,5 Prozent der Personen, die im Jahr 2008 ihre Arbeitslosigkeit beendeten, dies innerhalb der ersten drei Monate erreichen und weitere 19,3 Prozent benötigten drei bis sechs Monate. Lediglich 17,2 Prozent der Personen, die die Arbeitslosigkeit verließen, waren zuvor langzeitarbeitslos (Tabelle 1).

Ein erhöhter Anteil älterer Personen unter den Abgängern aus Langzeitarbeitslosigkeit deutet auf einen häufigen Übergang in den Ruhestand. Im Gegensatz dazu ist die Abgangsquote der jüngeren Langzeitarbeitslosen deutlich niedriger, vor allem weil Jugendliche nur selten von Langzeitarbeitslosigkeit betroffen sind (vgl. Tabelle 2). Dies dürfte auch mit mehr Angeboten der aktiven Arbeitsmarktpolitik für diese Altersklasse zusammenhängen.

*Tabelle 1*  
**Dauer beendeter Arbeitslosigkeit nach Altersgruppen, 2008**

	alle Alters- gruppen	15–24 Jahre	25–34 Jahre	35–44 Jahre	45–54 Jahre	älter als 54 Jahre
		Spaltenprozent				
weniger als 3 Monate arbeitslos	48,5	66,5	48,9	43,2	39,3	34,7
3–6 Monate arbeitslos	19,3	19,3	20,4	19,5	18,8	16,3
6 Monate bis 1 Jahr arbeitslos	15,0	10,7	16,1	16,6	16,8	15,2
1–2 Jahre arbeitslos	9,1	3,0	9,2	11,0	12,0	13,4
länger als 2 Jahre arbeitslos	8,1	0,5	5,4	9,8	13,1	20,3
in 1.000						
Summe der Abgänge aus Arbeitslosigkeit im Jahr 2008	6.470	1.484	1.625	1.515	1.331	515

*Quelle:* Bundesagentur für Arbeit. Ohne Daten der zugelassenen kommunalen Träger in 69 Kreisen, die nicht das IT-System der Bundesagentur für Arbeit nutzen (etwa 480.000 Abgänge aus Arbeitslosigkeit im Jahr 2008) und ohne Abgänge wegen Arbeitsunfähigkeit (Krankheit).

Warum hat ein Teil der Arbeitslosen geringere Chancen, wieder einen geeigneten Arbeitsplatz zu finden? Welche Merkmale unterscheiden langzeitarbeits-

lose Personen von denjenigen, die die Arbeitslosigkeit schneller wieder verlassen konnten? Tabelle 2 verdeutlicht, dass Langzeitarbeitslose im Durchschnitt einige Benachteiligungen aufweisen, die dazu führen können, dass ein Arbeitgeber eher eine Person einstellt, die erst seit kurzem arbeitslos oder noch anderweitig beschäftigt ist.

Zum einen sind Langzeitarbeitslose formal geringer qualifiziert. Ein Arbeitgeber erwartet folglich eine geringere Produktivität. Zudem veraltet das Fachwissen, je länger eine Person nicht am Erwerbsleben teilhat. Mit steigender Dauer der Arbeitslosigkeit verstärkt sich dieser Effekt und die Einstellungschancen sinken weiter, insbesondere wenn die Löhne nicht ausreichend flexibel sind (Blanchard/Summers, 1986). Für das *Ranking* der Bewerber wird häufig die Dauer der Arbeitslosigkeit als ein Signal für den Verlust von Humankapital und für geringe Produktivität herangezogen. Ein Bewerber, der noch beschäftigt oder erst seit kurzer Zeit arbeitslos ist, hat demnach bessere Chancen als ein Langzeitarbeitsloser, selbst wenn dieser über eine höhere formale Qualifikation verfügt (Blanchard/Diamond, 1994).

Darüber hinaus sinken die Einstellungschancen mit längerer Dauer der Arbeitslosigkeit, weil auch die Suchintensität der Betroffenen nachlässt. Ein wichtiger Grund dafür liegt in der Verringerung des Selbstwertgefühls und des Selbstbewusstseins (Layard/Nickell/Jackman, 2005, 256 ff.; Falk/Huffman/Sunde, 2006a/b). Hat ein Arbeitsloser schon oft schlechte Erfahrungen gemacht und schätzt deshalb seine Chancen für eine erfolgreiche Bewerbung oder eine Einladung zu einem Bewerbungsgespräch als niedrig ein, zeigt er weniger Aktivität bei der Stellensuche – und verschlechtert seine Chancen so weiter.

Diese Zusammenhänge, die als negative *duration dependence* zusammen gefasst werden, ließen sich jedoch nicht immer empirisch nachweisen. So weisen Machin/Manning (1999) sowie Steiner (2001) darauf, dass sich Kurz- und Langzeitarbeitslose zwar voneinander unterscheiden, jedoch keine negative Verweildauerabhängigkeit mehr zu beobachten ist, wenn für eine Reihe von Persönlichkeitsmerkmalen kontrolliert wurde. Auch Thomsen (2009) zu folge behindern vor allem gesundheitliche Einschränkungen, z. B. durch Sucht, und individuelle Betreuungsverpflichtungen die Beschäftigungsfähigkeit von Lang- im Vergleich zu Kurzeitarbeitslosen.

Als ein weiteres Persönlichkeitsmerkmal ist der Anteil Nichtdeutscher unter den Langzeitarbeitslosen hoch, was mit sozialen, kulturellen oder sprachlichen Schwierigkeiten einhergehen kann.

Die meisten dieser benachteiligenden Merkmale von Langzeitarbeitslosen lassen sich wohl nicht durch eine bloße Belebung der Wirtschaft überwinden. Könnten aber die Arbeitsmarktreformen den Übergang in Beschäftigung erleichtert haben – und auf welche Weise?

*Tabelle 2***Merkmale von Kurz- und Langzeitarbeitslosen, 2004 und 2008**

August 2004/2008	Langzeitarbeitslose		Zum Vergleich: Kurzzeitarbeitslose		Zum Vergleich: Alle Arbeitslosen	
	2008	2004	2008	2004	2008	2004
<b>Arbeitslose insgesamt</b>	<b>1.054.839</b>	<b>1.714.976</b>	<b>1.851.616</b>	<b>2.631.794</b>	<b>2.906.455</b>	<b>4.346.770</b>
<b>Merkmale</b>						
			<b>Anteile in Prozent</b>			
Männer	47	53	51	56	50	55
Frauen	53	47	49	44	50	45
Deutsche	83	88	85	88	85	88
Ausländer	17	12	15	12	15	12
<b>Arbeiter/Angestellte</b>						
Angestelltenberufe	34	37	41	43	38	40
übr.Berufe (Arbeiter)	66	63	59	57	62	60
<b>Arbeitszeit</b>						
Vollzeitarbeit	83	92	87	90	85	91
Teilzeitarbeit	17	8	13	10	15	9
<b>Schulausbildung</b>						
Kein Schulabschluss	20	15	15	11	17	13
Hauptschulabschluss	43	46	39	40	40	43
Mittlere Reife	27	29	30	32	29	31
Fachhochschulreife	3	3	5	6	4	5
Abitur/Hochschulreife	7	7	11	11	10	9
<b>angestrebte Stellung im Beruf</b>						
I Pflanzbauer/Tierzucht/Fischerei	4	4	3	3	3	3
II Bergleute, Mineralgewinner	0	0	0	0	0	0
III Fertigungsberufe	29	33	30	34	30	34
IV Technische Berufe	2	4	2	4	2	4
V Dienstleistungsberufe	65	58	63	58	64	58
VI Sonstige Arbeitskräfte	1	0	1	1	1	1
<b>Alter</b>						
unter 20 Jahre	0	0	4	4	3	2
20 bis unter 25 Jahre	2	2	14	16	9	11
25 bis unter 30 Jahre	8	6	14	13	12	10
30 bis unter 35 Jahre	10	10	11	12	11	11
35 bis unter 40 Jahre	13	14	11	13	12	14
40 bis unter 45 Jahre	16	16	13	13	14	14
45 bis unter 50 Jahre	17	16	12	11	14	13
50 bis unter 55 Jahre	17	19	10	10	13	14
55 bis unter 60 Jahre	17	14	9	7	12	10
60 bis unter 65 Jahre	1	2	2	1	2	1
<b>Dauer der Arbeitslosigkeit</b>						
unter 1 Monat			22	15	14	9
1 bis unter 3 Monate			25	27	16	16
3 bis unter 6 Monate			26	24	16	14
6 bis unter 12 Monate			27	34	17	21
1 bis unter 2 Jahre	44	48			16	19
2 Jahre und länger	56	52			20	20
<b>Mit gesundheitl. Einschränkungen</b>	<b>24</b>	<b>30</b>	<b>17</b>	<b>19</b>	<b>19</b>	<b>23</b>
<b>Schwerbehinderte</b>	<b>7</b>	<b>5</b>	<b>5</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>4</b>

*Quelle:* Bundesagentur für Arbeit.

### 2.3 Möglicher Einfluss der Hartz-Reformen auf die Dauer der Arbeitslosigkeit

Mit der Einberufung der „Kommission für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt“ unternahm die damalige Bundesregierung den Versuch, die Rahmenbedingungen am Arbeitsmarkt so zu verändern, dass mehr Beschäftigung geschaffen und die Arbeitslosigkeit reduziert wird. Aus den Vorschlägen der Kommission gingen die vier sogenannten Hartz-Gesetze (Hartz I bis IV) hervor, die zwischen 2003 und 2005 in Kraft traten. Jedes dieser vier Gesetze besteht wiederum aus verschiedenen Komponenten (vgl. Tabelle 3 für einen Überblick und die zeitliche Abfolge). Jacobi/Kluve (2007) unterscheiden drei Kernelemente der Hartz-Reformen, die sich auch auf die Beschäftigungswahrscheinlichkeit von Kurz- und Langzeitarbeitslosen auswirken können: erstens höhere Effektivität und Effizienz der Arbeitsagenturen und der arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen, zweitens verstärkte Aktivierung und Eigenverantwortung der Arbeitslosen und drittens Deregulierung am Arbeitsmarkt.

- (1) Die Effizienz der öffentlichen Arbeitsvermittlung sollte z. B. durch die Einführung einer Kundensegmentierung und durch die Verbesserung des Arbeitgeberservice gesteigert werden. Außerdem ist es seit 2003 möglich, Vermittlungsdienstleistungen teilweise oder vollständig auszulagern.
- (2) Aktivierung und Eigenverantwortung stehen im engen Zusammenhang mit dem zentralen Prinzip der Hartz-Reformen: „Fördern und Fordern“. So werden Eingliederungsziele und die nötigen Anstrengungen der Arbeitslosen im Gespräch zwischen dem Arbeitsvermittler und dem Betroffenen festgelegt. Einige Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik, wie die Förderung von Selbstständigkeit, wurden ausgeweitet, um die Eigenverantwortung der Arbeitslosen zu steigern bzw. zu unterstützen. Die Zusammenlegung der Arbeitslosen- und der Sozialhilfe sowie die generelle Verkürzung der Anspruchsdauer im Versicherungssystem seit Februar 2006 erhöhten die Anreize, intensiv nach Arbeit zu suchen und eine Stelle zügig anzunehmen.
- (3) Vergleichsweise restriktive Arbeitsmarktregulierungen wurden gelockert. Dies betrifft z. B. den Kündigungsschutz, die Regelungen der befristeten Beschäftigung und der Leiharbeit.

Die Elemente der Hartz-Reformen folgen zwar unterschiedlichen Strategien, können jedoch alle dazu beitragen, die Matching-Effizienz zu verbessern und die Einstellungswahrscheinlichkeit arbeitsloser Personen zu erhöhen. Neben direkten Effekten ist es auch denkbar, dass eine Kombination aus Hartz-Reformen und wirtschaftlichem Aufschwung den Matching-Prozess verbessern konnte. So könnte die Arbeitsnachfrage im Vergleich zum vorangegangenen Aufschwung relativ stark gestiegen sein. Denn die Lockerungen beim Kündigungsschutz in kleinen Unternehmen, bei den Befristungsmöglichkeiten, bei Mini- und Midi-Jobs sowie bei der Zeitarbeit haben dazu geführt, dass die Kos-

ten einer Neueinstellung tendenziell gesunken sind – insbesondere mit Blick auf die flexible Anpassung der Beschäftigungsverhältnisse bei unausgelasteten Kapazitäten.

*Tabelle 3*  
**Elemente der Hartz-Reformen**

<b>Elemente der Hartz-Reformen</b>	
<i>Hartz I:</i> In Kraft seit Januar 2003	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Strengere Auflagen für die Arbeitslosenmeldung</li> <li>• Schärfere Definition zumutbarer Arbeit</li> <li>• Stärkere Sanktionen, wenn Arbeitslose nicht ausreichend kooperieren</li> <li>• Einführung von Bildungsgutscheinen</li> <li>• Personalserviceagenturen: Spezielle Zeitarbeitagenturen für Arbeitslose</li> <li>• Kündigungsschutz erst in Unternehmen mit 10 statt zuvor 5 Arbeitnehmern</li> <li>• Tarifverträge in der Zeitarbeit (Gleichbehandlungsgrundsatz wird obsolet)</li> </ul>
<i>Hartz II:</i> In Kraft seit Januar 2003	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Mini-Jobs (Gehalt bis 400 €) und Midi-Jobs (401–800 €) mit reduzierten Sozialversicherungsabgaben</li> <li>• Neue Möglichkeiten für Existenzgründungsförderung (Ich-AG)</li> </ul>
<i>Hartz III:</i> In Kraft seit Januar 2004	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Umstrukturierung der Bundesagentur (vorher Bundesanstalt) für Arbeit und der lokalen Arbeitsagenturen (vorher Arbeitsämter)</li> <li>• Einführung so genannter Job-Center</li> <li>• Einsatz von Fallmanagern zur Betreuung Langzeitarbeitsloser</li> </ul>
<i>Hartz IV:</i> In Kraft seit Januar 2005	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Zusammenlegung von Arbeitslosen und Sozialhilfe zum Arbeitslosengeld II</li> <li>• Arbeitslosengeld I (Alg I): 60 Prozent des letzten Einkommens (für Arbeitslose mit Kindern 67%), für die ersten 6–12 Monate der Arbeitslosigkeit (betreut durch die Arbeitsagenturen)</li> <li>• Arbeitslosengeld II (Alg II): bedarfsabhängige Grundsicherung für Arbeitssuchende (betreut in Kooperation zwischen Arbeitsagenturen und Kommunen)</li> <li>• in 69 Optionskommunen werden die Empfänger von Alg II ohne Mitwirkung der Bundesagentur für Arbeit betreut</li> <li>• Schaffung von Arbeitsgelegenheiten im öffentlichen Sektor (so genannte 1-Euro-Jobs)</li> </ul>

*Quelle:* Eigene Zusammenstellung.

Andererseits haben die Reformen auch den Druck auf die Arbeitslosen erhöht: Die Anspruchsdauer an die Arbeitslosenversicherung (ALG I) wurde durch Hartz IV generell verkürzt. Im Anschluss an die reguläre Anspruchs-

dauer von 12 Monaten<sup>2</sup> wird eine arbeitslose Person im System der bedarfsabhängigen Grundsicherung für erwerbsfähige Hilfebedürftige betreut. Das Arbeitslosengeld II (ALG II) ist unabhängig vom vorangegangenen Verdienst, sondern orientiert sich am Einkommen der Bedarfsgemeinschaft, in der Regel des Haushalts. Das bedeutet auch, dass Ersparnisse und Vermögen (bis zu einer gewissen Grenze) zuerst aufgebraucht werden müssen, bevor Ansprüche geltend gemacht werden können. Diese Neuerungen haben Arbeitslose dazu veranlasst, ihre Suchanstrengungen zu verstärken und konzessionsbereiter zu sein (Rebien/Kettner, 2011), um die Arbeitslosigkeit möglichst noch vor dem Wechsel in das System der Grundsicherung, aber auch danach, zu beenden. Als Nebeneffekt könnten allerdings die Qualität der Matches und die Beschäftigungsdauer gesunken sein.

Mehr Wechsel in Beschäftigung setzen das Vorhandensein von Arbeitsstellen voraus. Die Verschlechterung der Außenoptionen bei Arbeitslosigkeit, aber auch die geringere Tarifbindung und der gestiegene internationale Wettbewerbsdruck haben zu einer Lohnmoderation geführt mit der Folge, dass im Aufschwung nach den Reformen der Verteilungsspielraum nicht ausgeschöpft war und die Unternehmen Anreize hatten, neue Stellen zu schaffen (Gartner/Klinger, 2010). Dass Arbeitslose wiederum eher Stellen zu geringen Löhnen annehmen, setzt voraus, dass ihr Reservationslohn gesunken wäre. Für Arbeitslose im Versicherungssystem wird dies von Schneider (2008) gezeigt, für Arbeitslose in der Grundsicherung hingegen von Bender et al. (2008) bezweifelt. Dabei beziehen sich Bender et al. (2008) auf das Jahr der Einführung des SGB II, als die Anpassungsprozesse gerade begannen. Den Reservationslohn bestimmten damals vor allem die familiäre Situation und der zuletzt erhaltene Lohn, nicht aber die Dauer der Arbeitslosigkeit.

Zusammenfassend spricht aus theoretischer Sicht einiges dafür, dass die Reformen, gegebenenfalls in Kombination mit der Konjunktur, den Matching-Prozess von Arbeitslosen und offenen Stellen beschleunigt und damit zum Abbau der Arbeitslosigkeit beigetragen haben. Im Folgenden untersuchen wir dies empirisch. Dabei ist zu beachten, dass sich *Konjunktur* implizit in der Entwicklung der Bestands- und Stromgrößen von Arbeitslosigkeit, Beschäftigung und offenen Stellen niederschlägt. Insofern kann es in der ökonometrischen Analyse „nur“ um die Identifizierung eines zusätzlichen Effekts gehen. Wir erwarten, dass die Beziehung zwischen der ökonomischen Entwicklung und der Stellenbesetzung enger wurde, weil die Flexibilität des Arbeitsmarkts zugenommen hat. Zuvor jedoch beschreiben wir die Daten.

---

<sup>2</sup> Die Anspruchsdauer hängt von der letzten sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung ab und variiert zwischen 6 und 12 Monaten bzw. 15 Monate für Arbeitslose über 50 Jahren, wenn sie vor Beginn der Arbeitslosigkeit mindestens 30 Monate ununterbrochen beschäftigt waren. Seit Januar 2008 haben arbeitslose Personen über 58 Jahren wieder Anspruch auf 24 Monate Arbeitslosengeld I, wenn sie vor Eintritt der Arbeitslosigkeit mindestens 48 Monate sozialversicherungspflichtig beschäftigt waren.

### 3. Empirische Analyse

#### 3.1 Konjunkturelle Entwicklung

Um zu untersuchen, ob vor allem die Hartz-Reformen oder die wirtschaftliche Entwicklung zum Rückgang der Langzeitarbeitslosigkeit beitrugen, ist es hilfreich zu wissen, wann sich die Wirtschaft in einem Aufschwung oder einer Rezession befand. Im Unterschied zu den Vereinigten Staaten, wo das *Business Cycle Dating Committee* des *National Bureau of Economic Research* (NBER) die Auf- und Abschwungphasen festlegt, gibt es in Deutschland keine offizielle Konjunkturdatierung. Wir nutzen hier das Zwei-Phasen-Schema des *Business Cycle Dating Committee* (NBER, 2008): eine Rezession beginnt, nachdem die wirtschaftliche Entwicklung, gemessen am Bruttoinlandsprodukt (BIP), ihren Höhepunkt erreichte, und dauert so lange, bis die wirtschaftliche Aktivität ihren niedrigsten Punkt erreicht. Die anschließende Phase, in der die Wirtschaft wieder wächst, ist entsprechend eine Aufschwungsphase.<sup>3</sup>

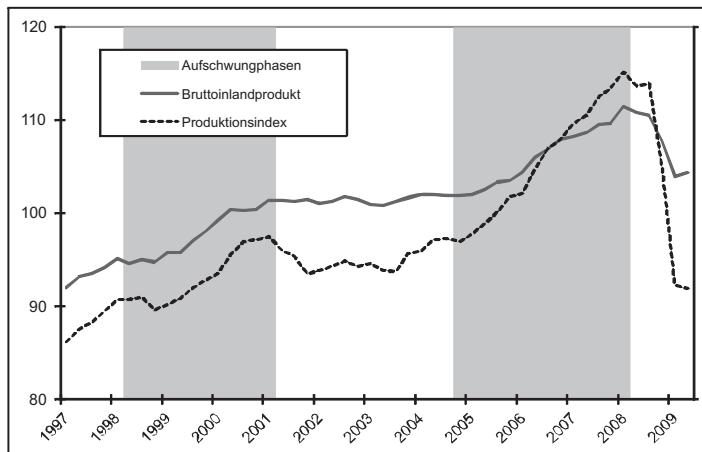
Die so ermittelte Datierung (Abbildung 2) ähnelt der von Horn, Logeay und Zwiener (2008). Demnach begann der jüngste Aufschwung mit dem vierten Quartal 2004, kurz bevor die vierte Stufe der Arbeitsmarktreform in Kraft trat. Dieser Aufschwung endete mit dem ersten Quartal 2008. Während dieses Zeitraums wuchs das Bruttoinlandsprodukt um insgesamt 9,4 Prozent. Den größten Beitrag dazu leistete die Industrie: Die Produktion im Verarbeitenden Gewerbe stieg um 18,8 Prozent (Tabelle 4).

Der vorangegangene wirtschaftliche Aufschwung begann im zweiten Quartal 1998 und endete mit dem ersten Quartal 2001. In diesem Zeitraum wuchs das BIP um 7,1 Prozent, das Verarbeitende Gewerbe „nur“ durchschnittlich um 7,5 Prozent. Berücksichtigt man, dass der zweite Aufschwung etwas länger dauerte, verlief die gesamtwirtschaftliche Entwicklung ähnlich. Nach elf Quartalen war die Wirtschaft um 7,1 bzw. 7,2 Prozent gewachsen.

Zwischen den beiden Aufschwungphasen lag eine Rezession bzw. Stagnation, mit einem gesamtwirtschaftlichen Wachstum von lediglich 0,4 Prozent (Verarbeitendes Gewerbe: +1,4 Prozent) zwischen dem zweiten Quartal 2001 und dem dritten Quartal 2004.

Die von der weltweiten Finanzkrise ausgelöste Rezession erreichte die deutsche Wirtschaft im zweiten Quartal 2008. Während des folgenden Jahres sank das BIP um 5,8 Prozent und der Produktionsindex im Verarbeitenden Gewerbe sogar um fast 20 Prozent. Wegen der außergewöhnlichen Entwicklung schränken wir den Schätzzeitraum auf die Zeit ohne Krise ein. Lediglich im Sinne eines Robustheitschecks wird hinterfragt, ob die Krise den Matching-Prozess beeinträchtigt hat.

<sup>3</sup> Alternative Ansätze zur Abgrenzung und Datierung der Konjunkturphasen finden sich in Heilemann/Schuhr (2008) oder Schirwitz (2009).



Quelle: Statistisches Bundesamt. Saisonbereinigte Vierteljahreswerte des Bruttoinlandsprodukts (standardisiert auf 100 für das Jahr 2000) und saisonbereinigte Quartalsdurchschnitte der Monatswerte des Produktionsindex für das Verarbeitende Gewerbe (standardisiert auf 100 für das Jahr 2005).

Abbildung 2: Wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland, 1997–2009

Tabelle 4

**Wirtschaftliche Entwicklung in Deutschland, 1998–2009**

	<b>Bruttoinlandsprodukt</b>	<b>Produktionsindex für das Verarbeitende Gewerbe</b>
		Veränderung in Prozent
<b>Aufschwung I (1998 Q2–2001 Q1)</b>	7,1	7,5
<b>Rezession I (2001 Q2–2004 Q3)</b>	0,4	1,4
<b>Aufschwung II (2004 Q4–2008 Q1)</b>	9,4	18,8
<b>Rezession II (2008 Q2–2009 Q2)</b>	-5,8	-19,2

Quelle: Statistisches Bundesamt. Saisonbereinigte Vierteljahreswerte des Bruttoinlandsprodukts und saisonbereinigte Quartalsdurchschnitte der Monatswerte des Produktionsindex für das Verarbeitende Gewerbe.

Für die ökonometrische Analyse benötigen wir Monatsdaten über die wirtschaftliche Entwicklung in den Bundesländern. In den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen liegt das BIP für den Bund quartalsweise und für die Länder jährlich vor.<sup>4</sup> Die Quartalsdaten werden durch quadratische Interpolation

<sup>4</sup> Als alternative Maße der wirtschaftlichen Aktivität sind der Produktionsindex, der Umsatz oder das Geschäftsclima monatlich verfügbar. Sie erfassen jedoch nur das Pro-

so auf die Monate verteilt, dass der Mittelwert dem Quartalswert entspricht.<sup>5</sup> Die Monatswerte werden dann mit dem Gewicht der Regionen am monatlichen Umsatz multipliziert, in Raten umgewandelt und geglättet (gleitender 3-Monatsdurchschnitt).

### 3.2 Daten zu Arbeitslosigkeit und Vakanzen

Für die deskriptiven Analysen des Bestands und der Bewegungen bei Arbeitslosigkeit sowie die Schätzung der empirischen Matching-Funktionen verwenden wir monatliche Daten über registrierte Arbeitslose und gemeldete offene Stellen. Diese Daten werden von den regionalen Arbeitsagenturen (ohne zugelassene kommunale Träger) erfasst und von der Statistik der Bundesagentur für Arbeit, meist als Zeitreihe ab Dezember 1997, zugänglich gemacht. Wir verwenden Daten von April 1998 bis Juni 2009.

Wir unterscheiden zwischen Kurzzeitarbeitslosigkeit (bis zu 12 Monaten ununterbrochen arbeitslos) und Langzeitarbeitslosigkeit (länger als 12 Monate arbeitslos) am jeweiligen Stichtag. Der Stichtag lag bis 2005 am Ende und seitdem in der Mitte eines Monats.

Allerdings gelten Teilnehmer an Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik (z. B. Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen, Maßnahmen der Fort- und Weiterbildung, Trainingsmaßnahmen) ebenso wie Personen, die länger als sechs Wochen wegen Krankheit arbeitsunfähig sind und deshalb nicht für Eingliederungsbemühungen zur Verfügung stehen, nicht als arbeitslos.<sup>6</sup> Meldet sich eine Person nach Beendigung einer Maßnahme oder nach einer längeren Krankheit wieder arbeitslos, so beginnt eine neue Phase der Arbeitslosigkeit. Insofern ist die Zahl der Langzeitarbeitslosen durch das Angebot an Maßnahmen beeinflusst. Für unsere Analyse heißt das, dass die Messung der Übergänge aus Kurzzeitarbeitslosigkeit in Beschäftigung beeinträchtigt sein könnte, wenn eine große Gruppe der Kurzzeitarbeitslosen de facto langzeitarbeitslos mit im Schnitt schlechteren Chancen der Wiedereingliederung ist. Sollte sich dennoch ein positiver Effekt der Reformen auf die Matches aus Kurzzeitarbeitslosigkeit ergeben, wiegt diese Aussage umso schwerer.

Die abhängigen Variablen in den Matching-Funktionen sind die Übergänge aus Kurz- bzw. Langzeitarbeitslosigkeit in abhängige Beschäftigung auf dem ersten Arbeitsmarkt. Abgänge aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung schaffende

---

duzierende Gewerbe oder die Gewerbliche Wirtschaft und bilden damit nur ein Viertel der Wirtschaft ab. Zudem liegt lediglich der Umsatz nach Bundesländern vor.

<sup>5</sup> Ähnliche Ergebnisse können mit einem Hodrick-Prescott-Filter oder einem gleitenden Durchschnitt ermittelt werden, allerdings ohne den Quartalswert zu treffen.

<sup>6</sup> Diese Regelung wurde durch Hartz III bestätigt und auf Trainingsmaßnahmen ausgedehnt. Um diesen Effekt ist der Vergleich der Arbeitslosigkeit vor und nach 2004 verzerrt.

Maßnahmen wie Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen oder Arbeitsgelegenheiten werden hier nicht betrachtet.

Die Summe der Zugänge in Arbeitslosigkeit zwischen zwei Stichtagen wird ebenfalls von der Statistik der Bundesagentur für Arbeit ermittelt. Als Zugang in Langzeitarbeitslosigkeit definieren wir, wenn eine Person zum Stichtag länger als 12 Monate, aber kürzer als 13 Monate arbeitslos war. Ein und dieselbe Person kann innerhalb eines Jahres mehrfach die Arbeitslosigkeit verlassen und erneut arbeitslos werden.

Dem Fokus auf Abgänge aus Arbeitslosigkeit in den ersten Arbeitsmarkt entspricht, dass wir auch die Definition der offenen Stellen eng halten. Angelehnt an die Berichterstattung der Bundesagentur für Arbeit im Beobachtungszeitraum (Hartmann/Reimer, 2010, 8) beschränken wir uns auf den Bestand und die Zugänge von gemeldeten normalen sozialversicherungspflichtigen Stellen und schließen damit Stellen für geförderte, geringfügige oder saisonale Beschäftigung aus. Für die Jahre 1998 und 1999 mussten wir die Werte anhand der jeweiligen Anteile in den Monaten und Regionen von 2000 und 2001 hochrechnen.

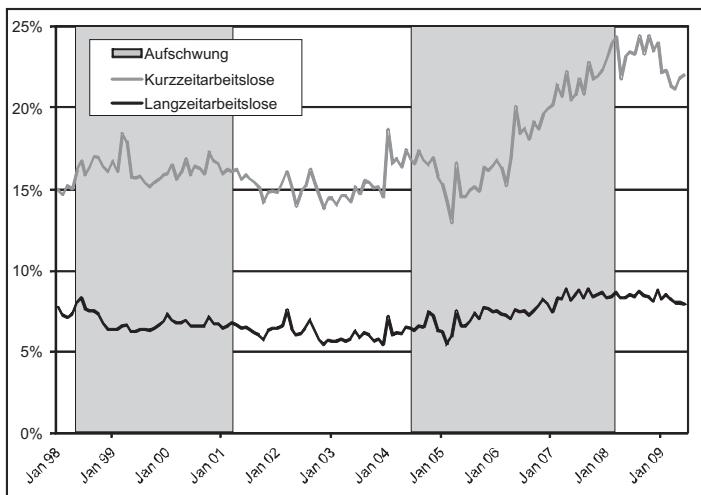
Die Schätzung von Matching-Funktionen mit Hilfe gemeldeter Stellen könnte verzerrt sein (Sunde, 2007), da Arbeitslose auch Stellen annehmen, die die Betriebe der BA nicht meldet hatten. Daten zur Meldequote liegen nur eingeschränkt vor.<sup>7</sup> Deshalb haben wir die gemeldeten Stellen mit dem Einschaltungsgrad in den Arbeitsagenturen zum jeweiligen Zeitpunkt hochgerechnet. Dieser Einschaltungsgrad wird ermittelt als Anteil der Zugänge von gemeldeten offenen Stellen an allen neu begonnenen Beschäftigungsverhältnissen (Franz, 2006, 101).

### 3.3 Dynamik der Kurz- und Langzeitarbeitslosigkeit im Konjunkturzyklus

Die durchschnittliche Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit kann als Wahrscheinlichkeit interpretiert werden, die Arbeitslosigkeit in einem gegebenen Monat zu verlassen. Zu Beginn des zweiten Aufschwungs gelang es jedem siebten Kurzzeitarbeitslosen aus dem Bestand des Vormonats, die Arbeitslosigkeit im Folgemonat zu beenden. Bis zum Ende des Aufschwungs gelang dies sogar jedem vierten (vgl. Abbildung 3). Damit lag die durchschnittliche Abgangsrate höher als im vorangegangenen Aufschwung und in beiden Aufschwüngen höher als während der Stagnationsphase. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Langzeitarbeitsloser die Arbeitslosigkeit verlässt, liegt dauerhaft unter der Abgangswahr-

<sup>7</sup> Die Meldequote wird in der Erhebung des gesamtwirtschaftlichen Stellenangebots quartalsweise ermittelt (bis 2005 jährlich). Sie schwankt regional und konjunkturell. 2008 betrug sie 49 Prozent (Heckmann/Kettner/Rebien, 2009).

scheinlichkeit eines Kurzzeitarbeitslosen. Doch auch hier ist ein Anstieg im Verlauf des zweiten Aufschwungs zu erkennen.



*Quelle:* Bundesagentur für Arbeit. Saisonbereinigte Monatswerte ohne Daten der zugelassenen kommunalen Träger.

Abbildung 3: Abgänge aus Kurz- und Langzeitarbeitslosigkeit als Anteil am Bestand des Vormonats, 1998 bis 2009

Um den Fakt einer höheren Abgangswahrscheinlichkeit im zweiten Aufschwung korrekt zu würdigen, ist aber entscheidend, ob die zuvor Arbeitslosen tatsächlich eine Stelle auf dem ersten Arbeitsmarkt fanden (vgl. Tabelle 5). Dabei zeigt sich, dass die Chance eines Kurzzeitarbeitslosen auf eine Wiedereingliederung in den regulären Arbeitsmarkt vier- bis fünfmal höher ist als für einen Langzeitarbeitslosen. Anders als die Strukturmerkmale der Langzeitarbeitslosen erwarten lassen, reagieren die Matches aus Langzeitarbeitslosigkeit keineswegs schwächer auf die Konjunktur als die Matches aus Kurzzeitarbeitslosigkeit. Im Vergleich der Konjunkturphasen bot der zweite Aufschwung für Langzeitarbeitslose bessere Beschäftigungschancen als der erste Aufschwung. Die Beschäftigungsaussichten für Langzeitarbeitslose verschlechterten sich während der Rezession I nicht, denn die Abgänge nahmen bereits ab 2003 zu – d. h. nach Inkrafttreten der ersten Hartz-Gesetze, doch während der Stagnation.

Aufgrund des kräftig gesunkenen Bestands an Arbeitslosigkeit führte nicht einmal die Wirtschaftskrise zu einer Verschlechterung der relativen Chancen eines Kurzzeitarbeitslosen. Obwohl die durchschnittliche Zahl der monatlichen Abgänge in den ersten Arbeitsmarkt deutlich sank, lag die Abgangsrate bei

Kurzzeitarbeitslosen um 1,1 Prozentpunkte höher als im vorangegangenen Aufschwung; bei Langzeitarbeitslosen reduzierte sich der Bestand um etwa ein Drittel und die Beschäftigungswahrscheinlichkeit sank ein wenig.

Tabelle 5

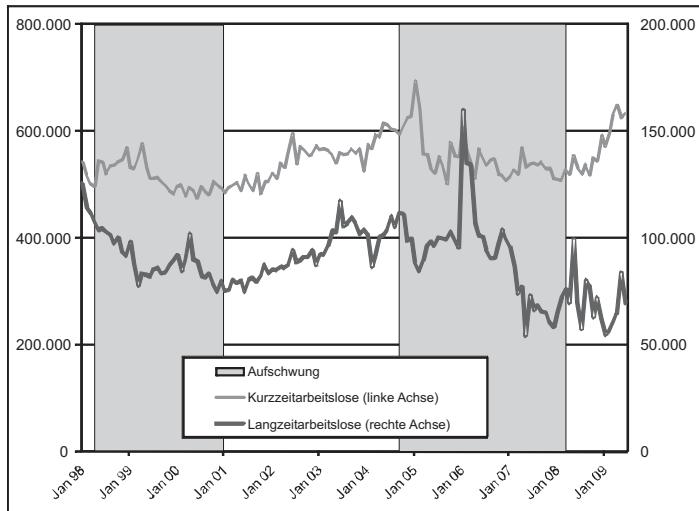
**Abgänge aus Kurz- und Langzeitarbeitslosigkeit in Beschäftigung  
auf dem ersten Arbeitsmarkt als Anteil am Vormonatsbestand**

	Kurzzeitarbeitslosigkeit			Langzeitarbeitslosigkeit		
	Bestand	Abgänge in Beschäf- tigung	Abgangs- wahrschein- lichkeit	Bestand	Abgänge in Beschäf- tigung	Abgangs- wahrschein- lichkeit
	in 1.000		in Prozent	in 1.000		in Prozent
<b>Aufschwung I (1998 Q2–2001 Q1)</b>	2519	195	7,7	1504	24	1,6
<b>Rezession I (2001 Q2–2004 Q3)</b>	2707	190	7,1	1475	24	1,6
<b>Aufschwung II (2004 Q4–2008 Q1)</b>	2446	186	7,7	1530	27	1,7
<b>Rezession II (2008 Q2–2009 Q2)</b>	2011	174	8,8	1004	16	1,6

*Quelle:* Bundesagentur für Arbeit. Saisonbereinigte Monatswerte ohne Daten der zugelassenen kommunalen Träger.

Bestandsänderungen werden nicht nur durch Abgänge, sondern auch durch Zugänge bewirkt. So ist der kräftige Abbau der Langzeitarbeitslosigkeit während der jüngsten Aufschwungphase nicht zuletzt ein Ergebnis rückläufiger Zugänge in Langzeitarbeitslosigkeit (siehe Abbildung 4).

Insgesamt deutet die deskriptive Analyse auf eine zyklische Abhängigkeit der Zu- und Abgänge bei Arbeitslosigkeit hin. Über den Zyklus hinweg liegen die Beschäftigungschancen der Langzeitarbeitslosen deutlich niedriger als die der Kurzzeitarbeitslosen. Haben die Reformen etwas an dieser Diskrepanz geändert? Dies untersuchen wir im nächsten Abschnitt ökonometrisch, ohne isoliert auf Einzelleffekte der Reformkomponenten oder indirekte Effekte wie durch die Lohnzurückhaltung eingehen zu können.



*Quelle:* Bundesagentur für Arbeit. Saisonbereinigte Monatswerte ohne Daten der zugelassenen kommunalen Träger.

Abbildung 4: Zugänge in Arbeitslosigkeit und Übergänge in Langzeitarbeitslosigkeit, 1998–2009

### 3.4 Stock-Flow-Matching

Das Zueinanderfinden von Arbeitslosen und offenen Stellen kann durch eine empirische Matching-Funktion (Blanchard/Diamond, 1989; Petrongolo/Pissarides, 2001) abgebildet werden. Wie bei einer Produktionstechnologie werden Arbeitslose  $U$  und Vakanzen  $V$  zu einem Match  $m$ , d. h. einem Abgang aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung, verknüpft. Zusätzlich zu den Beständen (*stocks*) gehen die Zugänge (*flows*) an neuen Arbeitslosen  $u$  und neuen Vakanzen  $v$  in das Modell ein.

$$(1) \quad m = m(U, V, u, v).$$

Dieser Stock-Flow-Ansatz (Coles/Smith, 1998; Ebrahimi/Shimer, 2009) berücksichtigt, dass Arbeitslose und Arbeitgeber systematisch bei der Stellen- bzw. Personalsuche vorgehen. So wird eine eben arbeitslos gewordene Person zunächst den Bestand an vorhandenen Stellen durchsuchen. Eine schon länger arbeitslose Person kennt die vorhandenen Stellen bereits und konzentriert sich auf die Zugänge an neuen Stellen. Analog gilt dies für den Rekrutierungsprozess im Betrieb. Die Zugänge an offenen Stellen und Arbeitslosen, die Bewegungsgrößen, sind somit von zentraler Bedeutung für Stellenbesetzungen.

Unklar ist in diesem Zusammenhang allerdings, in welcher Richtung Zugänge in Arbeitslosigkeit den Matching-Prozess beeinflussen. Einerseits deuten mehr Zugänge in Arbeitslosigkeit auf eine schlechte Arbeitsmarktsituation hin und somit auf einen Rückgang der Einstellungen. Andererseits könnte der höhere Wettbewerb um wenige offene Stellen in Verbindung mit gesteigertem Druck auf Arbeitslose dazu führen, dass die Suchintensität steigt und somit auch die Matching-Effizienz.

Zuletzt fanden empirische Matching-Funktionen Anwendung, um zu schätzen, ob Arbeitsmarktreformen oder Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik die Matching-Effizienz verbessern (Fahr/Sunde, 2009; Dmitrijeva/Hazans, 2007; Destefanis/Fonseca, 2007, nutzen Beveridge-Kurven). Unsere Analyse der Zyklizität von Einstellungen aus Arbeitslosigkeit und der Veränderungen im Zuge der Hartz-Reformen baut auf diesen Studien auf. Aufgrund der Bedeutung der Dauer von Arbeitslosigkeit für die Wahrscheinlichkeit, eine Beschäftigung aufzunehmen, erweitern wir den Standardansatz des Stock-Flow-Matching, indem wir Funktionen sowohl für Kurz- als auch für Langzeitarbeitslose schätzen.

Aber: Die Arbeitsmärkte für Kurz- und Langzeitarbeitslose sind nicht vollständig unabhängig voneinander, beispielsweise ähnelt sich der institutionelle Rahmen. Daher werden die Funktionen als System scheinbar unverbundener Gleichungen spezifiziert (SUR: seemingly unrelated regressions). Dabei wird zugelassen, dass sich Kurz- und Langzeitarbeitslose grundsätzlich auf dieselben Stellen bewerben können; der Bestand und die Zugänge offener Stellen werden in beide Funktionen gleichermaßen integriert.

Unterstellt man ferner Ranking und Verweildauerabhängigenzen (vgl. Kap. 2.2), haben die Kurzzeitarbeitslosen in diesem Wettbewerb um Stellen eindeutig höhere Beschäftigungschancen. Dann würde sich die Zahl offener Stellen für Langzeitarbeitslose um die Zahl der Einstellungen aus Kurzzeitarbeitslosigkeit  $m^{kurz}$  reduzieren. Für das Stock-Flow-Modell der Matches aus Langzeitarbeitslosigkeit bedeutet dies (angelehnt an Petrongolo/Pissarides, 2001, 404):  $m^{lang} (U^{lang}, u^{lang}, V - \lambda m^{kurz}, v - (1 - \lambda)m^{kurz})$ . Der Anteil  $\lambda$  (bzw.  $1 - \lambda$ ) gibt dabei die Wahrscheinlichkeit an, mit der ein Match aus Kurzzeitarbeitslosigkeit eine alte (bzw. neue) Stelle beanspruchte. Mangels Informationen über diesen Anteil in unserem Datensatz unterstellen wir  $\lambda = 0,5$  und schätzen diese Variante als Robustheitstest.

Alternativ könnte man die Matches der jeweils anderen Gruppe von Arbeitslosen in die Funktionen explizit aufnehmen:  $m^{kurz/lang} (U^{kurz/lang}, u^{kurz/lang}, V, v, m^{lang/kurz})$ . Dies geht über die Modellierung eines zweistufigen Wettbewerbs um Stellen noch hinaus und drückt aus, ob sich die Einstigungschancen ändern, je nachdem, wie vielen Personen der anderen Gruppe es gelingt, aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung zu wechseln. Auch diese Variante wurde im Sinne eines Robustheitschecks geschätzt.

Die Auswahl der geeigneten Analyseebene richtet sich nach dem relevanten Arbeitsmarkt, auf dem ein Match zwischen Arbeitslosen und offenen Stellen wahrscheinlich ist. In der ökonomischen Matching-Literatur gibt es im Wesentlichen drei Varianten, die Analyseebene festzulegen: nach Berufen (Fahr/Sunde, 2009; Stops/Mazzoni, 2010), nach Wirtschaftszweigen (Broersma/van Ours, 1999) oder nach Regionen (Dmitrijeva/Hazans, 2007). Wegen der Fokussierung auf die Gruppe der Langzeitarbeitslosen grenzen wir den relevanten Arbeitsmarkt geografisch ab. Denn erstens ist die berufliche Unterscheidung für diese Personen weniger wichtig, da sie häufig nur über geringe formale oder nicht mehr zeitgemäße Qualifikationen verfügen. Somit kommt einerseits eine Reihe von Berufsfeldern gar nicht in Frage. Andererseits sind die geforderten Qualifikationen auf Stellen für Langzeitarbeitslose tendenziell allgemeiner Natur oder leicht zu erlernen.

Zweitens ist die regionale Mobilität in Deutschland vergleichsweise gering. Die meisten Arbeitslosen suchen in ihrer Wohnregion nach einem neuen Arbeitsplatz. In einer Befragung gaben 72 Prozent der Arbeitslosengeld-II-Empfänger an, dass sie sich nicht vorstellen können, für eine neue Arbeitsstelle umzuziehen (Bender et al., 2009). Allerdings sind Arbeitslose inzwischen gesetzlich verpflichtet, Zugeständnisse hinsichtlich des Arbeitswegs zu machen.

Nach Abwägung dieser Punkte verwenden wir die Ebene der Bundesländer als relevanten Arbeitsmarkt. Berlin, Bremen und Hamburg sind Stadtstaaten, die als Agglomerationszentren viele Berufspendler anziehen. Um räumliche Korrelation zu vermeiden, werden sie mit dem angrenzenden oder umgebenden Bundesland zusammengefasst. Schlussendlich fußt die ökonometrische Analyse auf einem Makro-Panel-Datensatz mit 13 Regionen (Index  $r$ ) und 120 Monaten (Index  $t$ ) (April 1998 bis März 2008) bzw. 135 Monaten (April 1998 bis Juni 2009) unter Einschluss der Wirtschaftskrise.

Die Stock-Flow-Matching-Modelle werden als log-lineare Cobb-Douglas-Funktionen spezifiziert und um Variable über den Einfluss der Reformen und die wirtschaftliche Entwicklung ergänzt:

$$(2) \quad \ln m_{rt}^{kurz} = \alpha_k^{stock} \ln U_{r,t-1}^{kurz} + \beta_k^{stock} \ln V_{r,t-1} \\ + \alpha_k^{flow} \ln u_{rt}^{kurz} + \beta_k^{flow} \ln v_{rt} \\ + c_k + \gamma_k \ln t \\ + \sum_{i=1}^{11} \mu_{ki} Monati_i + \sum_{j=1}^{12} \rho_{kj} Region_j \\ + \delta_k^I HartzI + \delta_k^{II} HartzIII + \delta_k^{IV} HartzIV + \delta_k^{2005} d2005q1 \\ + \pi_k BIP_{r,t-1} \\ + \kappa_k^I BIP_{r,t-1} HartzI + \kappa_k^{II} BIP_{r,t-1} HartzIII + \kappa_k^{IV} BIP_{r,t-1} HartzIV \\ + \varepsilon_{krt} .$$

$$\begin{aligned}
\ln m_{rt}^{lang} = & \alpha_l^{stock} \ln U_{r,t-1}^{lang} + \beta_l^{stock} \ln V_{r,t-1} \\
& + \alpha_l^{flow} \ln u_{rt}^{lang} + \beta_l^{flow} \ln v_{rt} \\
& + c_l + \gamma_l \ln t \\
& + \sum_{i=1}^{11} \mu_{li} Monat_i + \sum_{j=1}^{12} \rho_{lj} Region_j \\
& + \delta_l^I HartzI + \delta_l^{III} HartzIII + \delta_l^{IV} HartzIV + \delta_k^{2005} d2005q1 + \delta_k^{2006} d2006q1 \\
& + \pi_l BIP_{r,t-1} \\
& + \kappa_l^I BIP_{r,t-1} HartzI + \kappa_l^{III} BIP_{r,t-1} HartzIII + \kappa_l^{IV} BIP_{r,t-1} HartzIV \\
& + \varepsilon_{lrt}.
\end{aligned}$$

Die Bestandsgrößen Kurzzeitarbeitslosigkeit  $U^{kurz}$  und Langzeitarbeitslosigkeit  $U^{lang}$  gehen mit einer Verzögerung von einem Monat in die Schätzung ein, um dem Ablauf von Zähltag, Datenpublikation und möglicher Stellenbesetzung gerecht zu werden.  $t$  ist ein log-linearer Zeittrend. Darüber hinaus werden monatliche und regionale fixe Effekte berücksichtigt. Um perfekte Kollinearität zu vermeiden, schließen wir einen Monat (Juni) und ein Bundesland (Bayern) aus. Weiterhin werden zwei Strukturbruchdummies  $d2005q1$  und  $d2006q1$  eingeführt, die im ersten Quartal des Jahres 2005 bzw. 2006 den Wert Eins annehmen. Sie reflektieren statistische Effekte der Hartz-IV-Reform auf die Höhe und Struktur der Kurz- bzw. Langzeitarbeitslosigkeit (vgl. Abbildung 1).

Die Matching-Effizienz und die Reformwirkungen darauf werden durch die deterministischen Komponenten der Matching-Funktion abgebildet. Änderungen der Matching-Effizienz können beispielsweise durch einen Trend oder durch Dummy-Variablen spezifiziert werden. Wie in der Matching-Literatur üblich (vgl. z. B. Fahr/Sunde, 2009; Dmitrijeva/Hazans, 2007), wurde hier der Ansatz mit Dummy-Variablen gewählt, die ab dem Inkrafttreten der jeweiligen Reformwelle den Wert 1 annehmen. In aggregierten Zeitreihenstudien mit üblicherweise geringem Stichprobenumfang ist es kaum möglich, die tatsächliche deterministische Funktion basierend auf statistischen Ergebnissen empirisch zu identifizieren. Zwar ließen sich z. B. auch gute Anpassungen mit komplexen Trendpolynomen erreichen, allerdings muss es in der Zeitreihenökonomie ein Ziel sein, einfache, klare und intuitive Modelle mit möglichst guter theoretischer Fundierung zu spezifizieren. Auch liegt das Forschungsinteresse dieser Studie in den grundsätzlichen Reformeffekten auf die Matching-Effizienz, nicht aber in der Bestimmung einer deterministischen Funktion. Deshalb wird im Folgenden für einen einfachen linearen Trend kontrolliert. Im Ansatz mit Dummy-Variablen werden zeitkonstante Effekte der Reformen geschätzt. Deshalb kann nicht ausgeschlossen werden, dass die Dummy-Variablen für die Hartz-III-Reform und die Hartz-IV-Reform zusätzlich Änderungen im Effekt der zuvor stattgefundenen Reformwelle auffangen. Die Gesamtwirkung der Reformen wird durch die Dummies aber adäquat wiedergegeben.

Die wirtschaftliche Entwicklung wird durch die Veränderungsrate des auf Monate und Bundesländer disaggregierten Bruttoinlandsprodukts (BIP) erfasst. Mittels der Interaktionsterme zwischen dem BIP und den Reform-Dummy-Variablen soll ermittelt werden, ob sich auch die Konjunkturwirkung auf die Matches durch die Hartz-Reformen verändert hat.

Das Gleichungssystem wird mit der dreistufigen Methode der Kleinsten Quadrate (3SLS) geschätzt.<sup>8</sup> Diese Methode ist aus zwei Gründen angemessen: Erstens wird so erneut berücksichtigt, dass Kurz- und Langzeitarbeitslose auf einem ähnlichen Arbeitsmarkt Stellen suchen. Zweitens würde eine implizite Beziehung zwischen dem Residuum und den erklärenden Variablen zu einer inkonsistenten OLS-Schätzung führen: Die Matching-Funktion enthält die Bestände von Arbeitslosen und offenen Stellen auf der rechten Gleichungsseite. Diese ergeben sich, wenn man zum Altbestand Zugänge addiert und Abgänge subtrahiert. Einen Großteil der Abgänge machen die Matches aus – somit ist die endogene Variable  $m_{t-1}$  implizit Bestandteil der rechten Gleichungsseite. Infolge der Autokorrelation der Residuen, die vom Wooldridge-Test bestätigt wird, wäre die OLS-Schätzung inkonsistent. Durch den Einsatz von Instrumentvariablen, die mit den Problemvariablen hoch korrelieren, aber eben nicht mit den Residuen, kann eine konsistente Schätzung gewährleistet werden. Entsprechend der Autokorrelationsstruktur dienen zweite bis vierte Verzögerungen der Bestandsgrößen von Arbeitslosigkeit und Vakanzen als Instrumente. Ihre Güte ist befriedigend (Baum/Schaffer/Stillmann, 2003): Der partielle  $F$ -Test ist hochsignifikant. Shea's angepasstes  $R^2$  liegt bei 66 Prozent ( $U^{kurz}$ ) bzw. 45 Prozent ( $V$ ) in der Gleichung für Kurzzeitarbeitslose und bei 95 Prozent ( $U^{lang}$ ) bzw. 57 Prozent ( $V$ ) in der Gleichung für Langzeitarbeitslose. Dem Test auf Überidentifiziertheit zufolge sind keine weiteren Verzögerungen erforderlich.

Um trotz Autokorrelation und Heteroskedastie robuste Standardfehler zu erhalten, nutzen wir das Bootstrap-Verfahren mit 1.000 Wiederholungen. Die Berechnung der Bootstrap-Konfidenzintervalle erfolgt nach Efron und Tibshirani (1986).

Im Anschluss nutzen wir die Abgrenzung der beiden Aufschwungphasen und schätzen das Modell in den entsprechend verkürzten Stützzeiträumen. Die Deterministik der Matching-Funktion enthält nun keine Dummy-Variablen mehr, weil sie im Aufschwung 1 den Wert 0 annimmt und im Aufschwung 2 der Rest-Zeitraum nur wenige Monate umfasst. Die Reformeffekte auf die Matching-Effizienz werden nun durch den linearen Trend erfasst, der sich – sofern es Effekte gab – zwischen den Aufschwungphasen unterscheidet. Mit Hilfe der Blinder-Oaxaca-Dekomposition (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973; Jann, 2008)

---

<sup>8</sup> Andere Schätzer, wie *Seemingly Unrelated Regressions* für Panels (Blackwell, 2005) oder GMM für Systeme (Roodman, 2006) sind auf den Makro-Panel-Datensatz mit einer hohen Zahl von Zeitpunkten, aber nur wenigen Querschnittseinheiten nicht anwendbar.

wird getestet, ob dieser Unterschied signifikant ist. Allgemein gesprochen wird analysiert, worauf die Differenz der (logarithmierten) Zahl von Matches ( $R$ ) aus Kurz- bzw. Langzeitarbeitslosigkeit (Index  $i$ ) zwischen den beiden Aufschwüngen (Index 1; 2) zurückzuführen ist.

$$(3) \quad R = E(\ln m_1^i) - E(\ln m_2^i).$$

$R$  wird im Folgenden aufgeteilt in einen Bestandteil, der durch Abweichungen in den Variablenausprägungen ( $X$ ) erklärt ist, und einen Bestandteil, der durch Abweichungen in den Koeffizienten oder durch unbeobachtete Einflüsse hervorgerufen wird.

$$(4) \quad R = [E(X_1^i) - E(X_2^i)]' \beta^{i*} \\ + [E(X_1^i)' (\beta_1^i - \beta^{i*})] + [E(X_2^i)' (\beta^{i*} - \beta_2^i)].$$

Die Unterschiede zwischen den Aufschwüngen müssen – ganz analog zur Matching-Funktion – mit einem Parameter gewichtet werden. Um diese Gewichtung keinem der Aufschwünge explizit zuzuweisen, werden Parameter aus einer gepoolten Schätzung über beide Zeiträume genutzt (Vektor  $\beta^*$ ).

### 3.5 Schätzergebnisse: Einfluss von Hartz-Reformen und wirtschaftlicher Entwicklung

Die Ergebnisse der 3SLS-Schätzung für den Zeitraum 1998 bis 2008 sind in Tabelle 6 zusammengefasst.<sup>9</sup> Sie bleiben auch dann robust, wenn man den Stützbereich auf die Zeit der Wirtschaftskrise ausdehnt. Die Matching-Technologie von Kurz- und Langzeitarbeitslosen unterscheidet sich nicht nur hinsichtlich der Parameterstärke, sondern mitunter auch hinsichtlich der Vorzeichen.

Die Elastizität der Matches bzgl. des Bestands an Kurzzeitarbeitslosen entspricht mit 0,6 Prozent dem unteren Rand der aus der empirischen Literatur bekannten Werte (Broersma/van Ours, 1999, 84). Die Elastizität bzgl. des Bestands an Langzeitarbeitslosen liegt mit fast 0,9 Prozent deutlich über dem Wert der Kurzzeitarbeitslosen. Nähme der Bestand an Kurz- bzw. Langzeitarbeitslosigkeit um 1 Prozent zu, so stiegen die jeweiligen Matches um 0,6 bzw. 0,9 Prozent. Eine Begründung für diesen Unterschied könnte in der Konjunkturabhängigkeit der Bestände von Arbeitslosigkeit liegen: Ein steigender Bestand von Kurzzeitarbeitslosen deutet auf eine Verschlechterung der Arbeitsmarktsituation hin – dies schwächt die Matches aus Kurzzeitarbeitslosigkeit.

---

<sup>9</sup> Ergebnisse für saisonale und regionale fixe Effekte sind nicht ausgewiesen, aber auf Nachfrage von den Autoren erhältlich.

Tabelle 6

**Effekte der Arbeitsmarktreformen und der wirtschaftlichen Entwicklung auf die Übergänge aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung am 1. Arbeitsmarkt**

	Abhängige Variable: ln Abgänge aus Kurzzeitarbeitslosigkeit in den 1. Arbeitsmarkt (Matches)			
	Stützzeitraum			
	1998m4 - 2008m3	1998m4 - 2001m3	2004m10 - 2008m3	
ln Kurzzeitarbeitslosigkeit (lag1)	0,568 ***	1,239 ***	0,602 ***	
ln offene Stellen (lag1)	0,091 ***	0,289 ***	0,032	
ln Zugänge in Arbeitslosigkeit	-0,094 ***	-0,113 *	-0,003	
ln Zugänge von offenen Stellen	0,144 ***	-0,105 *	0,265 ***	
Hartz I	0,071 ***			
Hartz III	0,045 ***			
Hartz IV	-0,037 ***			
Dummy 2005q1	-0,135 ***			
Regionales BIP-Wachstum (lag1)	0,591 **	0,617 **	0,796 ***	
Interaktion regionales BIP (lag1) * Hartz I	0,188			
Interaktion regionales BIP (lag1) * Hartz III	0,021			
Interaktion regionales BIP (lag1) * Hartz IV	0,010			
ln Trend	-0,016 **	0,038 ***	0,030 ***	
Konstante	1,484 ***	-6,288 ***	-0,662	
R <sup>2</sup>	0,977	0,978	0,981	
Beobachtungen	1.547	455	546	
Abhängige Variable: ln Abgänge aus Langzeitarbeitslosigkeit in den 1. Arbeitsmarkt (Matches)				
	Stützzeitraum			
	1998m4 - 2008m3	1998m4 - 2001m3	2004m10 - 2008m3	
	ln Langzeitarbeitslosigkeit (lag1)	0,857 ***	0,883 ***	0,999 ***
ln offene Stellen (lag1)	-0,026	0,096 *	-0,036	
ln Zugänge in Langzeitarbeitslosigkeit	0,187 ***	0,147 ***	0,144 ***	
ln Zugänge von offenen Stellen	0,106 ***	-0,178 ***	0,142 *	
Hartz I	0,111 ***			
Hartz III	0,046 ***			
Hartz IV	0,023			
Dummy 2005q1	-0,179 ***			
Dummy 2006q1	0,031			
Regionales BIP-Wachstum (lag1)	0,567 ***	0,371	0,708 **	
Interaktion regionales BIP (lag1) * Hartz I	-0,351			
Interaktion regionales BIP (lag1) * Hartz III	0,354			
Interaktion regionales BIP (lag1) * Hartz IV	0,131			
ln Trend	-0,019 **	-0,015 *	0,058 ***	
Konstante	-4,766 ***	-3,058 **	-6,256 ***	
R <sup>2</sup>	0,966	0,982	0,964	
Beobachtungen	1.547	455	546	

\*\*\*, \*\* und \* kennzeichnen Signifikanz auf dem 1%, 5% und 10%-Niveau.

Quelle: eigene Schätzungen auf Basis von Monatsdaten der Bundesagentur für Arbeit und Destatis.

Einem steigenden Bestand von Langzeitarbeitslosen dürfte hingegen eine Konjunkturabschwächung ein Jahr zuvor zugrunde liegen. In der Zwischenzeit mag sich die wirtschaftliche Situation wieder verändert haben, die Chancen auf Beschäftigung können bereits wieder steigen. Die höhere Match-Elastizität bzgl. des Bestands an Langzeitarbeitslosen ist auch kompatibel mit den oben diskutierten niedrigeren Abgangswahrscheinlichkeiten Langzeitarbeitsloser: In den Erwartungswert der Matches geht auch das Absolutglied der Matching-Funktion ein, das deutlich schlechtere Arbeitsmarktbedingungen für Langzeitarbeitslose signalisiert.

Die Zugänge in Kurzzeitarbeitslosigkeit dämpfen die Übergänge in den ersten Arbeitsmarkt. Dies kann mehrere Gründe haben: Coles / Smith (1998) argumentieren mit *crowding out*. Dies ist auch im Zusammenhang mit der Konjunktur zu sehen. Überwiegend kommen neue Kurzzeitarbeitslose aus einer Beschäftigung – die Zunahme solcher Zugänge reflektiert eine geringere Aufnahmefähigkeit des Arbeitsmarktes. Ferner können neue Kurzzeitarbeitslose aber auch frühere Maßnahmeteilnehmer, sogar de facto langzeitarbeitslose Maßnahmeteilnehmer gewesen sein. Diese Personen dürften die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit, eine Beschäftigung aus Kurzzeitarbeitslosigkeit heraus zu finden, senken (Stephan, 2008; Bernhard et al., 2009).

Die Zugänge in Langzeitarbeitslosigkeit hingegen gehen mit positivem Vorzeichen in die Matching-Funktion ein. Dass das gleiche Vorzeichen wie beim Bestand an Langzeitarbeitslosen geschätzt wird, ist nachvollziehbar, da diese Personen bereits seit 12 Monaten ununterbrochen arbeitslos waren. Zudem könnten diese Zugänge auch einen erhöhten Wettbewerb unter den Langzeitarbeitslosen bewirken und damit eine höhere Suchintensität insbesondere unmittelbar nach dem Wechsel in Langzeitarbeitslosigkeit, der nach der Reform von 2005 häufig auch einen Wechsel in das System der Grundsicherung gemäß SGB II bedeutet.

Trotz der Korrektur der gemeldeten Stellen ergeben sich bei der Interpretation der Schätzergebnisse Probleme, die wahrscheinlich erst beim Vorliegen ausreichend langer Zeitreihen aus der Erhebung des gesamtwirtschaftlichen Stellenangebots behoben werden können (Kettner / Stops, 2009). Das Vorzeichen der offenen Stellen ist nicht stabil. Alles in allem scheint der Stellenbestand eine geringere Bedeutung für den Matching-Prozess zu haben als die Zugänge an neuen Stellenangeboten.

Die Matching-Effizienz wurde durch die Hinzunahme des Trends, der Konjunkturvariablen und der Reform-Dummy-Variablen zur Konstanten zeitabhängig modelliert. Der Parameter für das regionale BIP belegt das pro-zyklische Verhalten der Matches. Ein Anstieg der Veränderungsrate des BIP um einen Prozentpunkt erhöht die Zahl der Matches aus Kurz- und aus Langzeitarbeitslosigkeit jeweils um etwas weniger als 0,6 Prozent. Dem Wald-Test zufolge ist der Unterschied zwischen den Koeffizienten nicht signifikant. Das Anziehen

der Konjunktur begünstigt den Wechsel in Beschäftigung für Kurzzeitarbeitslose somit kaum mehr als für Langzeitarbeitslose.

Die Konjunkturintensität der Matches aus Kurzzeit- und Langzeitarbeitslosigkeit hat sich nach den Hartz-Reformen nicht verändert, wie die Interaktionen zwischen dem BIP-Wachstum und den jeweiligen Hartz-Dummies zeigen. Damit wird die Hypothese verworfen, dass die Reformen über einen engeren Zusammenhang von Aufschwung und Arbeitsmarkt zum Abbau der Arbeitslosigkeit beigetragen hätten.

Die Niveauverschiebung der Matching-Effizienz infolge der Reformen – abgebildet durch die Hartz-Dummy-Variablen – war in Summe positiv. Das heißt, die Reformen haben die Funktionsfähigkeit des Arbeitsmarktes verbessert. Nach den Reformen Hartz I und II hat sich das Matching aus Kurzzeitarbeitslosigkeit um 7 Prozent erhöht, aus Langzeitarbeitslosigkeit sogar um 11 Prozent. Nach der Hartz-III-Reform stiegen die Matches um weitere 4 bis 5 Prozent. Diese Befunde stehen im Einklang mit den Ergebnissen von Fahr/Sunde (2009).

Gedämpft wurde das Matching aus Kurzzeitarbeitslosigkeit nach der Hartz-IV-Reform um knapp 4 Prozent. Dies ist möglicherweise dadurch zu erklären, dass der positive Effekt der früheren Wellen nachgelassen hat und dies durch die letzte Zeit-Dummy aufgefangen wird. Daneben haben sich aber auch die Struktur und damit die durchschnittlichen Abgangschancen aus Kurzzeitarbeitslosigkeit nach der Hartz-IV-Reform temporär verschlechtert. So sank die durchschnittliche monatliche Übertrittsrate der Kurzzeitarbeitslosen in Beschäftigung von 7,6 Prozent im Jahr 2004 auf 6,9 Prozent im Jahr 2005; erst später im Aufschwung 2 übertraf sie die Raten des vorherigen Aufschwungs.

Für das Matching aus Langzeitarbeitslosigkeit zeigt die Hartz-IV-Dummy keine weitere signifikante Beschleunigung. Auch hier ist nicht auszuschließen, dass positive Effekte eventuell durch nachlassende Effekte der früheren Wellen aufgewogen werden.

Die Dummy *d2005q1*, die den statistischen Bruch zu Beginn des Jahres 2005 erfassen soll, zeigt für beide Gruppen einen großen und hochsignifikanten negativen Effekt.

Die Ergebnisse zur Wirkung der Hartz-Reformen sind auch dann robust, wenn man den Zusammenhang der Arbeitsmärkte nicht ausschließlich über das Gleichungssystem und die gemeinsamen Stellenangebote berücksichtigt, sondern über eine Korrektur der Stellen für Langzeitarbeitslose oder über die Matches der jeweils anderen Gruppe. Allerdings sind die Matches, insbesondere aus Kurzzeitarbeitslosigkeit, und die Konjunktur kollinear, sodass der Effekt des BIPs kleiner wird und die Matches selbst insignifikant sind.

Die Schätzungen getrennt nach Aufschwungphasen bestätigen den Eindruck, dass die Hartz-Reformen den Arbeitsmarkt gelockert haben und (auch) dadurch

die Langzeitarbeitslosen vom zweiten Aufschwung deutlich stärker profitierten als vom ersten Aufschwung und sogar stärker als die Kurzzeitarbeitslosen. Der zyklische Zusammenhang war im Aufschwung 2 etwas enger als im vorangegangenen Aufschwung 1. Infolge einer Steigerung des BIP-Wachstums um einen Prozentpunkt, nahmen die Matches aus Kurzzeitarbeitslosigkeit um 0,8 Prozent und aus Langzeitarbeitslosigkeit um 0,7 Prozent zu – gegenüber 0,6 bzw. 0,4 Prozent im Aufschwung 1.

Zudem hat der Zeitrend für Langzeitarbeitslose deutlich an Bedeutung gewonnen. Im Hinblick auf die Blinder-Oaxaca-Dekomposition (Tabelle 7) spielt dies eine entscheidende Rolle. Im zweiten Aufschwung fanden 5 Prozent weniger Übergänge aus Kurzzeitarbeitslosigkeit in den ersten Arbeitsmarkt statt. Die Blinder-Oaxaca-Dekomposition zeigt, dass dieser Unterschied vollständig durch Unterschiede in den Variablenausprägungen zu erklären ist, weil sich die Effekte aus den Koeffizienten und unbeobachteten Einflüssen gegenseitig aufheben. Gut 2 der zu erklärenden 5 Prozent Differenz macht aus, dass es im zweiten Aufschwung weniger Zugänge von offenen Stellen gab. Hinsichtlich des Trends kompensieren sich ebenfalls die Aufschwünge – somit ist nicht davon auszugehen, dass es einen Trendbruch zwischen dem ersten und dem zweiten Aufschwung gab.

Das ist bei der Langzeitarbeitslosigkeit anders. Übergänge aus Langzeitarbeitslosigkeit in den ersten Arbeitsmarkt gelangen im zweiten Aufschwung um 7 Prozent häufiger als im ersten Aufschwung. Auch dieser Unterschied wird vollständig durch die Unterschiede in den Variablenausprägungen erklärt, wobei dem Trend die tragende Rolle zukommt. Dank seiner hätten die Matches aus Langzeitarbeitslosigkeit sogar um fast 15 Prozent über dem Wert des ersten Aufschwungs gelegen, wäre er nicht zum Teil kompensiert worden. Zwischen den Aufschwüngen gibt es also einen Einfluss, der nicht in den ökonomischen Variablen abgebildet ist. Der wesentliche, für den Arbeitsmarkt relevante, doch nicht in den Variablen erfasste Unterschied zwischen den Aufschwüngen besteht in dem Inkraftsein der Hartz-Reformen. Insofern kann vermutet werden, dass die durch die Trendvariable reflektierte gesteigerte Effizienz des Matching von Langzeitarbeitslosen zumindest teilweise auf die Reformen zurückzuführen ist. Dies wird in dem Modell mit Dummy-Variablen bestätigt, denn die Hartz-IV-Dummy-Variable kann den Anstieg der Übergänge in den ersten Arbeitsmarkt ebenfalls vollständig erklären.

Für beide Gruppen von Arbeitslosen leistet das BIP weder einen Erklärungsbeitrag über die Variablenausprägung noch über die Koeffizienten. Dieser Befund belegt erneut, dass die Aufschwünge einander ähneln und dass die Reformen keine intensivere Reaktion des Arbeitsmarktes auf die Konjunktur ausgelöst haben.

Tabelle 7

**Blinder-Oaxaca-Dekomposition für Unterschiede  
zwischen den Aufschwungphasen**

<b>Abhängige Variable: Differenz der ln Matches aus Kurzzeitarbeitslosigkeit zwischen den Aufschwüngen</b>				
<b>Δ Matches erklärt durch abweichende ...</b>	<b>Modell</b>			
	<b>mit Trend</b>	<b>Koeffizienten bzw. unbeobachtete Einflüsse</b>	<b>mit Hartz IV</b>	<b>Koeffizienten bzw. unbeobachtete Einflüsse</b>
durchschnittliche ln Matches im Aufschwung 1:	9,379			
durchschnittliche ln Matches im Aufschwung 2:	9,330			
Δ ln Matches	-0,049			
<b>Δ Matches (in Prozent)</b>	<b>-5,0</b>			
		in Prozent		
<b>Δ Matches erklärt durch abweichende ...</b>	<b>Variablen- ausprägung</b>	<b>Koeffizienten bzw. unbeobachtete Einflüsse</b>	<b>Variablen- ausprägung</b>	<b>Koeffizienten bzw. unbeobachtete Einflüsse</b>
<b>gesamt, darunter</b>	<b>-4,8</b>	<b>-0,2</b>	<b>-4,9</b>	<b>-0,1</b>
In Kurzzeitarbeitslosigkeit (lag1)	-2,7	-33,4 ***	-2,6	-41,7 **
In offene Stellen (lag1)	0,4	-10,4 ***	0,4	-19,5 ***
In Zugänge in Arbeitslosigkeit	-0,3	4,3 *	-0,2	16,0 ***
In Zugänge von offenen Stellen	-2,3 **	13,0 ***	-2,4 **	25,1 ***
Regionales BIP (lag1)	0,0	0,0	0,0	0,0
In Trend im Aufschwung 1	-7,6 ***			
In Trend im Aufschwung 2	7,6 ***			
Dummy 2005q1			-1,0 ***	
Hartz IV			1,2	
 <b>Abhängige Variable: Differenz der ln Matches aus Langzeitarbeitslosigkeit zwischen den Aufschwüngen</b>				
durchschnittliche ln Matches im Aufschwung 1:	7,312			
durchschnittliche ln Matches im Aufschwung 2:	7,382			
Δ ln Matches	0,070			
<b>Δ Matches (in Prozent)</b>	<b>7,2</b>			
		in Prozent		
<b>Δ Matches erklärt durch abweichende ...</b>	<b>Variablen- ausprägung</b>	<b>Koeffizienten bzw. unbeobachtete Einflüsse</b>	<b>Variablen- ausprägung</b>	<b>Koeffizienten bzw. unbeobachtete Einflüsse</b>
<b>gesamt, darunter</b>	<b>7,6</b>	<b>-0,4</b>	<b>6,7</b>	<b>0,5</b>
In Langzeitarbeitslosigkeit (lag1)	-0,7	4,7	-0,7	2,9
In offene Stellen (lag1)	-0,2	-4,7 *	-0,1	-10,0
In Zugänge in Langzeitarbeitslosigkeit	0,0	-0,1	0,0	-5,8 **
In Zugänge von offenen Stellen	-2,3	11,9 ***	-0,8	37,2 ***
Regionales BIP (lag1)	0,0	0,0	0,0	0,0
In Trend im Aufschwung 1	-1,5			
In Trend im Aufschwung 2	14,5 ***			
Dummy 2005q1			-1,4 ***	
Dummy 2006q1			0,2	
Hartz IV			11,3 ***	

\*\*\*, \*\* und \* kennzeichnen Signifikanz auf dem 1%, 5% und 10%-Niveau.

Quelle: eigene Schätzungen auf Basis von Monatsdaten der Bundesagentur für Arbeit und Destatis.

#### 4. Fazit

Dieser Beitrag beschreibt die Entwicklung von Beständen und Bewegungen von Kurz- und Langzeitarbeitslosigkeit in Deutschland im Verlauf der zurückliegenden vier Konjunkturphasen. Zwischen 2006 und 2008 ging die Langzeitarbeitslosigkeit außerordentlich kräftig zurück: Sie sank von 1,7 Mio. auf 900.000. Zudem blieb sie bis Mitte 2009 unbeeinträchtigt, obwohl die weltweite Wirtschaftskrise zum tiefsten Einbruch der Produktion seit Bestehen der Bundesrepublik geführt hatte.

Mit den vier Hartz-Gesetzen war kurz vor dem Wirtschaftsaufschwung, der die günstige Entwicklung am Arbeitsmarkt begleitete, die umfassendste Sozialreform der Bundesgeschichte umgesetzt worden. Ihr Ziel war es, den Arbeitsmarkt flexibler zu gestalten, höhere Anreize zur Aufnahme einer Beschäftigung zu setzen und die öffentliche Arbeitsvermittlung effektiver zu organisieren. Als Folge dieser Veränderungen sollten weniger Personen in Arbeitslosigkeit und mehr Personen aus Arbeitslosigkeit in Beschäftigung wechseln.

Anhand einer Matching-Analyse auf aggregierter Ebene untersuchen wir, ob das Ziel höherer Dynamik am Arbeitsmarkt erreicht wurde und ob es einen indirekten Wirkungskanal der Hartz-Reformen gegeben hat, indem der Konjunkturaufschwung stärker als üblich die Übergänge aus Arbeitslosigkeit in den ersten Arbeitsmarkt gefördert hat. Aus einem Gleichungssystem, das mit Daten der Bundesagentur für Arbeit geschätzt wurde, lassen sich Hinweise auf die Wirkung der Hartz-Reformen ableiten. Angesichts der Datenlage ist jedoch einige Vorsicht bei der Interpretation unserer Ergebnisse geboten, beispielsweise mit Bezug auf die variable Matching-Technologie, auf die unterschiedliche Gesetzgebung zur Arbeitslosenstatistik oder die betrieblichen Angaben über offene Stellen. Auch sollte man sich bei der Interpretation der Ergebnisse technischer Probleme einer Evaluation von Arbeitsmarktpolitik auf der Makroebene bewusst sein, wie der Abhängigkeit der Identifikation der Hartz-Effekte von der Spezifikation des Trends oder der Instrumente.

Folgende Ergebnisse haben sich bei unterschiedlichen Spezifikationen der Schätzgleichung und bei Robustheitschecks als stabil erwiesen: Erstens finden wir in der Summe positive Effekte der Hartz-Reformen auf das Zueinanderfinden von offenen Stellen und Arbeitslosen; insbesondere nach Hartz I und II beschleunigte sich das Matching um rund 10 Prozent, nach Hartz III um weitere 5 Prozent. Eine weitere Verbesserung nach Hartz IV ließ sich nicht nachweisen. Zweitens finden wir für die Langzeitarbeitslosen einen stärkeren Reformeffekt, was dem Ziel der Arbeitsmarktreformen, den verhärteten Kern der Arbeitslosigkeit abzubauen, entspricht. Anders als bei der Kurzzeitarbeitslosigkeit gab es im Aufschwung nach den Reformen mehr Matches aus Langzeitarbeitslosigkeit als im Aufschwung vor den Reformen. Gemäß der Blinder-Oaxaca-Dekomposition lässt sich diese positive Differenz nicht durch die konstituierenden Variablen der Matching-Funktion erklären, sondern durch eine

höhere Matching-Effizienz. Drittens ähnelten sich die Aufschwungphasen vor und nach den Reformen sowohl in ihrer wirtschaftlichen Entwicklung als auch in ihrer Wirkung auf den Arbeitsmarkt. Eine Wirkung der Reformen über den indirekten Kanal eines engeren Konjunkturzusammenhangs konnten wir nicht nachweisen.

Zusammenfassend scheinen die Hartz-Reformen durch ihre positive Wirkung auf die Beschäftigungschancen – vor allem die der Langzeitarbeitslosen – einen wesentlichen Beitrag zum Rückgang der Arbeitslosigkeit insgesamt, und auch ihres verfestigten Kerns, der strukturellen Arbeitslosigkeit, zu leisten. Auch die im Halten der Arbeitskräfte während der Wirtschaftskrise angelegte Verfestigungstendenz für einmal entstandene Arbeitslosigkeit hat dies nicht wieder umgekehrt.

Fortführende Forschung könnte überprüfen, ob die hier gefundenen Wirkungen der Arbeitsmarktreformen auf die Übergänge besonders der Lang-, aber auch der Kurzzeitarbeitslosen in den ersten Arbeitsmarkt Bestand haben, wenn man von der aggregierten auf die Individualebene wechselt. Solche Analysen könnten zudem die Qualität und Dauer der Beschäftigung oder die Höhe der Löhne in den Blick nehmen.

## Literatur

- Atkinson, A. (1998): Social Exclusion, Poverty and Unemployment, in: A. B. Atkinson / John Hills (eds.): Exclusion, Employment and Opportunity, CASE Papers 04, Centre for Analysis of Social Exclusion, London School of Economics.*
- Bach, H./Spitznagel, E. (2008): Staatsfinanzen: Kosten der Arbeitslosigkeit sind gesunken, IAB-Kurzbericht 14/2008, Nürnberg.*
- Baum, C. F./Schaffer, M. E./Stillman, S. (2003): Instrumental variables and GMM: Estimation and testing, The Stata Journal 3 (1), 1–31.*
- Bender, S./Koch, S./Meßmann, S./Walwei, U. (2008): Was muten sich Arbeitslose zu? Lohnkonzessionen von ALG-II-Empfängern, Sozialer Fortschritt 57 (3), 75–84.*
- Bender, S./Koch, S./Mosthaf, A./Walwei, U. (2009): Erwerbsfähige Hilfebedürftige im SGB II: Aktivierung ist auch in der Krise sinnvoll, IAB-Kurzbericht 19/2009, Nürnberg.*
- Bernhard, S. et al. (2009): Aktive Arbeitsmarktpolitik in Deutschland und ihre Wirkungen, in: J. Möller/U. Walwei (Hrsg.), Handbuch Arbeitsmarkt 2009, IAB-Bibliothek 314, Bielefeld: Bertelsmann, 149–201.*
- Blanchard, O./Diamond, P. (1989): The Beveridge Curve, Brookings Papers on Economic Activity 1, 1–76.*
- Blanchard, O./Diamond, P. (1994): Ranking, Unemployment Duration and Wages. Review of Economic Studies 61 (3), 417–434.*
- Blanchard, O./Summers, L. (1986): Hysteresis and the European unemployment problem, NBER Macroeconomics Annual 1986, 15–90.*

- Blackwell, J. L. (2005): Estimation and testing of fixed-effect panel data systems, The Stata Journal 5 (2), 202–207.*
- Blinder, A. (1973): Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, Journal of Human Resources 8 (4), 436–455.*
- Bourdet, Y./Persson, I. (1990): Long-term unemployment in a recovering economy, Labour 4 (2), 51–76.*
- Broersma, L./van Ours, J. (1999): Job searchers, job matches and the elasticity of matching, Labour Economics 6 (1), 77–93.*
- Coles, M./Smith, E. (1998): Marketplaces and Matching. International Economic Review 39 (1), 239–254.*
- Destefanis, S./Fonseca, R. (2007): Matching efficiency and labour market reform in Italy: A macroeconometric assessment, Labour 21 (1), 57–84.*
- Dmitrijeva, J./Hazans, M. (2007): A stock-flow matching approach to evaluation of public training programme in a high unemployment environment, Labour 21 (3), 503–540.*
- Ebrahimy, E./Shimer, R. (2006): Stock-flow matching, Working paper, <http://home.uchicago.edu/~shimer/wp/stock-flow-print.pdf>.*
- Efron, B./Tibshirani, R. (1986): Bootstrap methods for standard errors, confidence intervals, and other measures of statistical accuracy. Statistical Science 1 (1), 54–77.*
- Fahr, R./Sunde, U. (2009): Did the Hartz Reforms Speed-Up the Matching Process? A Macro-Evaluation Using Empirical Matching Functions, German Economic Review 10 (3), 284–316.*
- Falk, A./Huffman, D./Sunde, U. (2006a): Self-confidence and search, IZA Discussion Paper, Nr. 2525, Bonn.*
- Falk, A./Huffman, D./Sunde, U. (2006b): Do I have what it takes? Equilibrium search with type uncertainty and non-participation, IZA Discussion Paper, Nr. 2531, Bonn.*
- Fehr, S./Vobruba, G. (2011): Die Arbeitslosigkeitsfalle vor und nach der Hartz-IV-Reform, WSI-Mitteilungen 64 (5), 211–217.*
- Fertig, M./Kluve, J./Schmidt, C. (2006): Die makroökonomische Wirkung aktiver Arbeitsmarktpolitik – eine Panelanalyse auf Ebene regionaler Arbeitsmärkte, Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung 39 (3–4), 575–600.*
- Franz, W. (2006): Arbeitsmarktökonomik, 6. Auflage, Berlin: Springer.*
- Gartner, H./Klinger, S. (2010): Verbesserte Institutionen für den Arbeitsmarkt in der Wirtschaftskrise, Wirtschaftsdienst 11, 728–734.*
- Hartmann, M./Reimer, K. (2010): Umstellung der Statistik der gemeldeten Arbeitsstellen, Methodenbericht der Statistik der BA, Nürnberg.*
- Hartz, P. et al. (2002): Moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt. Vorschläge der Kommission zum Abbau der Arbeitslosigkeit und zur Umstrukturierung der Bundesanstalt für Arbeit. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung, Berlin.*

- Heckmann, M./Kettner, A./Rebien, M.* (2009): Offene Stellen im IV. Quartal 2008: Einbruch in der Industrie – Soziale Berufe legen zu, IAB-Kurzbericht, 11/2009, Nürnberg.
- Heilemann, U./Schuhr, R.* (2008): Zur Evolution des deutschen Konjunkturzyklus 1958–2004, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 228 (1), 84–109.
- Horn, G./Logeay, C./Zwiener, R.* (2008): Wer profitierte vom Aufschwung? IMK-Report, Nr. 27, Düsseldorf.
- Hillmann, K.* (2009): Does the Hartz IV Reform have an Effect on Matching Efficiency in Germany? A Stochastic Frontier Approach. MPRA Paper No. 22295.
- Jacobi, L./Kluve, J.* (2007): Before and After the Hartz Reforms: The Performance of Active Labour Market Policy in Germany, Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung 40 (1), 45–64.
- Jann, B.* (2008): The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models, The Stata Journal 8 (4), 453–479.
- Kettner, A./Stops, M.* (2009): Europäische Betriebsbefragungen über offene Stellen – ist das Gleiche wirklich gleich? In: M. Weichbold/J. Bacher/C. Wolf (Hrsg.), Umfrageforschung. Herausforderungen und Grenzen, Österreichische Zeitschrift für Soziologie, Sonderheft 09, 353–372.
- Launov, A./Wälde, K.* (2010): Estimating Incentive and Welfare Effects of Non-Stationarity Unemployment Benefits, IZA Discussionpaper, No. 4958.
- Layard, R./Nickell, S./Jackman, R.* (2005): Unemployment, 2. Auflage, Oxford/New York: Oxford University Press.
- Machin, S./Manning, A.* (1999): The causes and consequences of long-term unemployment in Europe, Handbook of labor economics 3C, 3085–3139, Amsterdam/New York/Oxford: Elsevier.
- National Bureau of Economic Research (NBER)* (2008): Business Cycle Dating Committee: Determination of the December 2007 Peak in Economic Activity. <http://www.nber.org/cycles/dec2008.html>.
- Oaxaca, R.* (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, International Economic Review 14, 3, 693–709.
- Petrongolo, B./Pissarides, C.* (2001): Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function, Journal of Economic Literature 39 (2), 390–431.
- Rebien, M./Kettner, A.* (2011): Die Konzessionsbereitschaft von Bewerbern und Beschäftigten nach den Hartz-Reformen, WSI-Mitteilungen 64 (5), 218–225.
- Romeu Gordo, L.* (2006): Effects of Short- and Long-Term Unemployment on Health Satisfaction: Evidence from German Data, Applied Economics 38 (20), 2335–2350.
- Roodman, D.* (2006): How to do xtabond2: An introduction to „difference“ and „system“ GMM in Stata, Center for Global Development, Working Paper 103, Washington DC.
- Schirwitz, B.* (2009): A comprehensive German Business Cycle Chronology, Empirical Economics 37 (2), 287–301.

- Schneider, H.* (2008): Die Veränderung der Lohnersatzleistungen und die Reform der Vermittlungsprozesse im SGB III, *Vierteljahrsshefte zur Wirtschaftsforschung* 1, 20–37.
- Steiner, V.* (2001): Unemployment persistence in the West German labour market: negative duration dependence or sorting? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 63 (1), 91–113.
- Stephan, G.* (2008): The effects of active labor market programs in Germany. An Investigation Using Different Definitions of Non-Treatment, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 228 (5–6), 586–611.
- Stops, M./Mazzoni, T.* (2010): Matchingprozesse auf beruflichen Teilarbeitsmärkten, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 230 (3), 287–312.
- Sunde, U.* (2007): Empirical matching functions: searchers, vacancies, and (un-)biased elasticities, *Economica* 74 (295), 537–560.
- Thomsen, S.* (2009): Explaining the employability gap of short-term and long-term unemployed persons, *KYKLOS* 62 (3), 448–478.