

Kai-Uwe Müller, Frank Oschmiansky

Die Sanktionspolitik der Arbeitsagenturen nach den „Hartz“-Reformen

Analyse der Wirkungen des „Ersten Gesetzes
für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt“*

* Wir bedanken uns für hilfreiche Kritik und Anmerkungen bei Christoph Hilbert, Andreas Mauer, Alexander Nauen und Agnes Blome sowie den Teilnehmerinnen und Teilnehmern des Kolloquiums der Abteilung Arbeitsmarktpolitik und Beschäftigung am WZB. Zudem danken wir Angelika Zierer-Kuhnle für die Unterstützung bei der Erstellung des Manuskripts. Alle Unzulänglichkeiten liegen in alleiniger Verantwortung der Autoren.

August 2006

ISSN Nr. 1011-9523

Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung

Forschungsschwerpunkt:

Arbeit, Sozialstruktur und Sozialstaat

Abteilung:

Arbeitsmarktpolitik und Beschäftigung

<http://www.wz-berlin.de/ars/ab>

kmueeller@wz-berlin.de

fosch@wz-berlin.de

Bestell-Nr.: SP I 2006-116

Zusammenfassung

Im Rahmen des „Ersten Gesetzes für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt“ wurden die Zumutbarkeitskriterien verschärft und die Sperrzeitendauer reformiert, um die Sanktionsinstrumente der Bundesagentur für Arbeit (BA) leichter anwenden zu können, den Missbrauch von Versicherungsleistungen zu reduzieren sowie den Abgang aus dem Leistungsbezug zu beschleunigen.

Der vorliegende Beitrag analysiert die Wirkungen der Reformen auf die Sanktionspolitik der BA und ihrer regionalen Arbeitsagenturen. Dabei liegt das Hauptinteresse auf der Implementation der Sanktionen in den Arbeitsagenturen vor und nach den Hartz-Reformen. Der Fokus ist auf die Aussprache von Sperrzeiten, die den Bezug von Lohnersatzleistungen unterbrechen, gerichtet. Die Analysen basieren auf regionalen Geschäftsdaten der BA-Statistik, die für den Zeitraum 2000 bis 2004 quartalsweise vorliegen, einer schriftlichen Befragung aller Arbeitsagenturen sowie qualitativen Interviews in zehn Agenturen. Die empirische Analyse beruht auf linearen Paneldatenmodellen.

Es zeigt sich, dass die Verhängung von Sanktionen erheblich durch *regionale Kontextbedingungen* beeinflusst wird. Die Sperrzeitenquote steigt bei einem niedrigeren Arbeitslosigkeitsniveau, einer kürzeren durchschnittlichen Arbeitslosigkeitsdauer sowie einem höheren Angebot offener Stellen. Die exogenen Faktoren restringieren den Spielraum für regionalspezifische Sanktionspolitiken. Dieser Spielraum wird ebenfalls durch Faktoren innerhalb der Agenturen eingeschränkt: Die *Ressourcenausstattung*, gemessen an Betreuungsrelationen Arbeitsloser zu Vermittlern/Beratern, wirkt sich auf das Niveau verhängter Sperrzeiten aus: Je höher das Verhältnis Arbeitsloser zu Vermittlern bzw. Beratern ausfällt, desto weniger Sperrzeiten werden ausgesprochen.

Die *Sanktionspolitik* der BA ist in der Folgezeit des ersten Hartz-Gesetzes deutlich *rigider* geworden, was sich im Jahre 2003, verstärkt ab dem zweiten Quartal durch eine Veränderung der BA-Geschäftspolitik, in einem drastischen Niveaustieg der Sperrzeitenquoten wegen Ablehnung eines Jobangebotes ausgedrückt hat. Der Druck auf arbeitslose Leistungsempfänger hat nach den Hartz-Reformen eindeutig zugenommen. Im Jahre 2004 „normalisierte“ sich die Situation zwar, die Sperrzeitenquoten lagen jedoch weiterhin über dem Niveau vor den Reformen, weshalb von einem längerfristigen Einfluss der Hartz-Gesetze auf die Sanktionierung von Leistungsempfängern ausgegangen werden kann.

Trotz der Restriktionen durch exogene und endogene Einflüsse lassen sich im Vergleich der Agenturen regionale Unterschiede in den *Sanktionspolitiken* ermitteln. Man kann demnach von sanktionspolitisch „*strengeren*“ und „*milderen*“ Agenturen sprechen. Die regionale Heterogenität macht sich auch bei der Umsetzung der Reformen bemerkbar: Während einige Arbeitsagenturen infolge der Gesetzesänderung ihre Sperrzeitenpolitik spürbar verschärften, reagierten andere Agenturen kaum, teilweise gar nicht auf die rechtlichen Veränderungen. Die Reformen sind demnach von den Arbeitsagenturen nicht einheitlich implementiert worden.

Abstract

In the context of the first so-called ‘Hartz law’ reforming labor market policy in Germany, the criteria for appropriate work have been sharpened and the duration of unemployment benefit sanctions designed more flexibly. The aim of these reforms was to make the sanction instruments of the German public employment service (‘Bundesagentur für Arbeit’, BA) more usable, to reduce the misuse of unemployment insurance benefits and to accelerate the outflow rate from unemployment.

This paper analyzes the impact of those reforms on the BA sanction policy and its regional unemployment offices by focusing on the implementation of sanctions before and after the ‘Hartz reforms’. The imposition of a sanction is defined by a so-called ‘Sperrzeit’, a temporary withholding of unemployment benefits after the unemployed refuses to take an appropriate job offer on the first or second labor market. The analysis is based on regionally aggregated administrative data from the German public employment service, which was provided on a quarterly basis, a survey of all regional employment offices in Germany and qualitative face-to-face interviews in selected employment agencies. The empirical analysis makes use of different types of linear panel data models.

The results show that the imposition of sanctions is significantly influenced by regional labor market conditions. The sanction rate of an employment agency rises when unemployment levels are lower, the average duration of unemployment shorter and the supply of vacancies higher. These exogenous factors restrict the leeway of regionally specific sanction policies. Moreover, conditions within the employment offices affect the decision-making capability of an employment agency: The more resources the agency has (measured by staff in relation to the stock of the unemployed) the higher its sanction rate will be.

The sanction policy of the BA has been clearly tightened in the aftermath of the ‘Hartz reforms’, especially since the second quarter of 2003, which was marked by a steep increase in the overall sanction rate. During 2003, this increase was boosted by a change in sanction policy from within the employment service. As a consequence, the pressure on unemployment benefit recipients to accept a job offer has risen. In 2004, the situation calmed down to some degree, whereas sanction rates remained high and above pre-‘Hartz’ levels. There seems to be some long-term effect of the reforms in the sanction policy.

Despite the restrictions imposed by exogenous and endogenous factors one can clearly distinguish sanction policies on a regional level between different employment agencies. There are more ‘rigorous’ and more ‘gentle’ employment offices in Germany. This regional heterogeneity also becomes apparent in the implementation of the ‘Hartz reforms’. Whereas some employment agencies noticeably tightened their sanction policy following the legal reforms other agencies reacted very modestly or not at all. The first ‘Hartz law’, with regard to benefit sanctions, has thus not been implemented consistently by the employment offices.

Inhalt

1	Einleitung	1
2	Theoretischer und institutioneller Hintergrund	2
2.1	Sanktionsinstrumente in der ökonomischen und institutionellen Theorie	2
2.1.1	Suchtheorie und Theorie der (optimalen) Arbeitslosenversicherung	2
2.1.2	Institutionentheorie und Implementationstheorie	3
2.1.3	Ein heuristisches Modell zur Implementation von Sanktionen	3
2.1.4	Hypothesen	5
2.2	Die Sanktionsinstrumente der Bundesagentur für Arbeit	5
2.3	Empirische Studien zu Sanktionen in der Arbeitslosenversicherung	7
3	Methodisches Vorgehen	8
3.1	Datenbasis	8
3.2	Ökonometrische Methoden	9
3.3	Definition der Sanktionsindikatoren und erklärenden Variablen	10
3.3.1	Sperrzeitenquoten als Sanktionsindikatoren	10
3.3.2	Brutto- vs. Netto-Sperrzeitenquoten	11
3.3.3	Erklärende Variablen	11
4	Empirische Ergebnisse	15
4.1	Sperrzeitenquoten im Längs- und Querschnittsvergleich	15
4.2	Multivariate Analysen zur Implementation von Sperrzeiten	17
4.3	Der Einfluss regionaler Kontextfaktoren	20
4.4	Ressourcenlage und die Aussprache von Sperrzeiten	22
4.5	Striktere Sperrzeitenpolitik infolge des ersten Hartz-Gesetzes	22
4.5.1	Evidenz der multivariaten Analyse	23
4.5.2	Evidenz aus der schriftlichen Agenturbefragung und den Fallstudien	23
4.6	Regionale Heterogenität der Sperrzeitenpolitik	25
4.6.1	Regionale Unterschiede in der Sperrzeitenpolitik	26
4.6.2	Heterogenität der Sanktionspolitik infolge der Hartz-Reformen	27
5	Fazit	30
6	Literatur	32

1 Einleitung

Durch das „Erste Gesetz für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt“ traten im Bereich des Sperrzeitenrechts einige neue Regelungen in Kraft.¹ Das starre „Alles-oder-Nichts-Prinzip“, entweder keine oder eine zwölfwöchige Sperrzeit zuzuordnen, ist zugunsten gefächerter, nach verschiedenen Tatbeständen geordneter Sperrzeiten aufgegeben worden. Darüber hinaus wurde die Beweislast im Sperrzeitenrecht umgekehrt; sie liegt nun nicht mehr bei der Arbeitsverwaltung, sondern bei den Leistungsempfängern (sofern diese ihrer Sphäre bzw. ihrem Verantwortungsbereich zugeordnet sind).

Nur wenige Monate später reagierte die Bundesagentur für Arbeit (BA) mit einem Rundbrief („55/03“, vgl. Schütz 2005), der die Sperrzeitenpolitik nachhaltig beeinflusste. Darin forderte die BA-Zentrale die Arbeitsagenturen zur konsequenten Einforderung von Eigenbemühungen seitens der Arbeitslosen, zu verstärkter Kontrolle des Bewerberangebots, zur Überprüfung der Verfügbarkeit und Erhöhung der Kontaktdichte sowie zur Aktivierung des kompletten Bewerberbestandes durch Gruppeninformationsveranstaltungen und nachfolgende Einzelgespräche auf. Damit war die Zielvorgabe verbunden, u.a. die Zahl der Sperrzeiten und der Meldeversäumnisse zu erhöhen, um den anvisierten Haushalt ohne Bundeszuschuss erreichen zu können.

Mit den gesetzlichen und untergesetzlichen Neuregelungen wurde die Hoffnung verbunden, die Verbindlichkeit des Vermittlungsprozesses zu erhöhen. Die Ernsthaftigkeit der im SGB III normierten Pflicht des Leistungsbeziehers, sich auch eigeninitiativ um eine neue Beschäftigung zu bemühen, sollte durch eine differenzierte und flexibel handhabbare Sperrzeitenregelung verstärkt werden (Bundestags-Drucksache 15/25: 25). Angestrebt wurde eine deutliche Vereinfachung in der Handhabung von Sanktionen und größere Transparenz für Anwender und Leistungsberechtigte.

Der dabei unterstellte Zusammenhang lautet: Die erleichterte Androhung und die Verhängung von Sanktionen führen zur schnelleren Integration der Arbeitslosen, weil die Ablehnung von Vermittlungs- oder Maßnahmenvorschlägen häufiger bestraft wird und somit seltener vorkommt. Die zentralen Fragen dieses Beitrags lauten daher:

- Haben sich die rechtlichen Reformen und/oder die geschäftspolitischen Vorgaben auf die Implementation der Sanktionsinstrumente ausgewirkt? Ist es infolgedessen zu einer verstärkten Anwendung von Sanktionen gekommen?
- Haben sich die mit den Hartz-Gesetzen verbundenen Erwartungen erfüllt, und wurde die Verhängung von Sperrzeiten erleichtert?
- Ist die Sperrzeitenpolitik der BA nach den Reformen (regional) einheitlicher und damit für Leistungsbezieher berechenbarer geworden?

Der Beitrag gliedert sich wie folgt: Zunächst wird der Hintergrund der Analyse in theoretischer, institutioneller und methodischer Hinsicht dargestellt (Kapitel 2). Anschließend werden die Datenbasis und das methodische Vorgehen erläutert (Kapitel 3). In Kapitel 4 werden die empirischen Ergebnisse präsentiert, auf deren Grundlage Schlussfolgerungen für die zukünftige Sanktionspolitik gezogen werden (Kapitel 5).

¹ Die durch das „Dritte Gesetz für Moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt“ und durch das „Fünfte Gesetz zur Änderung des SGB III und anderer Gesetze“ eingefügten Änderungen im Sperrzeitenrecht zum 1.1.2005 bleiben hier unberücksichtigt, da sich unser Untersuchungszeitraum (wegen der Verfügbarkeit der Daten) nur bis Ende 2004 erstreckt.

2 Theoretischer und institutioneller Hintergrund

In diesem Kapitel wird die Sanktionspolitik der BA zunächst in einen theoretischen Kontext eingeordnet (Abschnitt 2.1). Anschließend werden die Sanktionsinstrumente der Bundesagentur für Arbeit vorgestellt und die Veränderungen in den „Hartz-Gesetzen“ referiert (Abschnitt 2.2). Zuletzt wird der Forschungsstand diskutiert (Abschnitt 2.3).

2.1 Sanktionsinstrumente in der ökonomischen und institutionellen Theorie

2.1.1 Suchtheorie und Theorie der (optimalen) Arbeitslosenversicherung

Die Beschäftigungswirkung von Sanktionen auf Entgeltersatzleistungen wird im Rahmen der ökonomischen *Suchtheorie* behandelt (vgl. Mortensen 1977; 1986). Zahlungen zur Arbeitslosenunterstützung führen danach zu (in Richtung und Stärke) unterschiedlichen Effekten auf die Arbeitslosigkeitsdauer, abhängig von der Berechtigung zu Entgeltersatzleistungen oder der Phase des Leistungsbezugs bzw. der Arbeitslosigkeit. *Sanktionen* setzen an den unerwünschten (Neben-)Wirkungen der Arbeitslosenunterstützung an, die die Arbeitslosigkeitsdauer der Leistungsberechtigten erhöhen können. Suchtheoretische Modelle, die Sanktionen explizit berücksichtigen (Boone und Van Ours 2000; Boone et al. 2002), unterscheiden folgende Wirkungen:²

- (1) Die Existenz von Sanktionen in Arbeitslosenversicherungssystemen erhöht die Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit im Vergleich zu Systemen ohne Sanktionen (sog. *Ex-ante-Effekt* von Sanktionen).
- (2) Mit dem Eintreten einer Sanktion erhöht sich die Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit sprunghaft (sog. *Ex-post-Effekt* von Sanktionen).
- (3) Individuelle Merkmale des Arbeitslosen beeinflussen sowohl die Wahrscheinlichkeit, sanktioniert zu werden, als auch die Wahrscheinlichkeit, den Zustand der Arbeitslosigkeit zu verlassen (beobachtbare und unbeobachtbare *Heterogenität*).
- (4) Durch die Kontrolle von Arbeitslosen und Sanktionen kann es zur Substitution von informellen durch formelle *Suchkanäle* kommen, was wiederum eine neutrale oder sogar negative Beschäftigungswirkung induziert (Van den Berg und Van der Klaauw 2001).

Die unerwünschten Anreizeffekte in Arbeitslosenversicherungssystemen können demnach zu „moral hazard“ (bei Beschäftigten und Arbeitslosen) oder „adverser Selektion“³ führen (vgl. Fredriksson und Holmlund 2003). Die Überprüfung der Arbeitsbereitschaft und Sanktionen bei Fehlverhalten sind somit Elemente der Institution Arbeitslosenversicherung, die solche negativen Effekte reduzieren sollen. Die Erweiterung der normativen Theorie optimaler Arbeitslosenversicherungssysteme (Holmlund 1998; Fredriksson und Holmlund 2001) beantwortet nicht nur die Frage nach der optimalen Ausgestaltung

² Vgl. hierzu ergänzend: Boone, Sadrieh und van Ours (2004); Abbring, Van den Berg und Van Ours (2005).

³ Das (Such-)Verhalten der Versicherten ist prinzipiell nicht beobachtbar.

(Konditionierung, Zeitprofil, Höhe) von Versicherungsleistungen, sondern auch nach der optimalen Intensität des Monitoring von Arbeitslosen und Sanktionen (Boone et al. 2002). Letztendlich muss zwischen den Kosten opportunistischen Verhaltens auf der einen Seite und der Durchsetzung der Regeln auf der anderen Seite abgewogen werden.

2.1.2 Institutionentheorie und Implementationstheorie

Obwohl teilweise in ökonomischen Modellen beachtet (vgl. z.B. Abbring, Van den Berg und Van Ours 2005; Lalive, van Ours und Zweimüller 2002), bleibt die Rolle der *Implementation von Sanktionen* in der theoretischen (ökonomischen) Literatur unterbelichtet. Diese arbeitsmarktpolitische Ebene ist für den „Wirkungskomplex Sanktionen“ jedoch hochrelevant (WZB und infas 2005). Selbst wenn es rechtliche Regelungen zur Kontrolle gibt, heißt dies nicht, dass solche Regeln überhaupt bzw. in der intendierten Form umgesetzt bzw. angewandt werden. Die Entscheidung, Sanktionen auszusprechen oder nicht, liegt letztlich im Ermessen der Mitarbeiter in der Arbeitsverwaltung.⁴ Ein bestimmtes individuelles Verhalten führt also nicht zwangsläufig, d.h. mit einer konstanten Wahrscheinlichkeit, zu einer Sanktion.

Die Implementation der *Sanktionspolitik* durch Agenturen für Arbeit ist die hier interessierende Wirkungsebene; diese Implementationsebene ist jedoch nicht direkt beobachtbar. Wir haben an anderer Stelle gezeigt, dass die regionalen Arbeitsagenturen in Deutschland unterschiedliche Strategien in der Sanktionspolitik verfolgen, die auch von Vorgaben der Regionaldirektionen beeinflusst werden (Müller und Oschmiansky 2005). Die Spielräume in der Sanktionspolitik hängen zudem von den (Personal-)Ressourcen der Agenturen ab: Ein wesentliches Ziel des Beitrags besteht deshalb darin, Erkenntnisse über die Veränderungen der Sperrzeitenpolitik der regionalen Arbeitsagenturen im Zusammenhang mit den Hartz-Reformen zu gewinnen.

Neben den diskutierten Entscheidungen, dem Verhalten der Individuen und den zentral vorgegebenen rechtlichen Regelungen spielen für die Implementation von Sanktionen auf Arbeitslosenunterstützungsleistungen auch weitere, durch die Arbeitsverwaltung nicht kontrollierbare, also *exogene Faktoren* eine Rolle. Die Zahl der Leistungsempfänger bzw. ihr Anteil an allen Arbeitslosen definiert den Personenkreis, der potenziell von Sanktionen bedroht ist. Zudem muss ein Arbeitsvermittler auch über geeignete Job- bzw. Maßnahmenangebote verfügen, deren Ablehnung das Aussprechen einer Sanktion überhaupt erst ermöglicht.

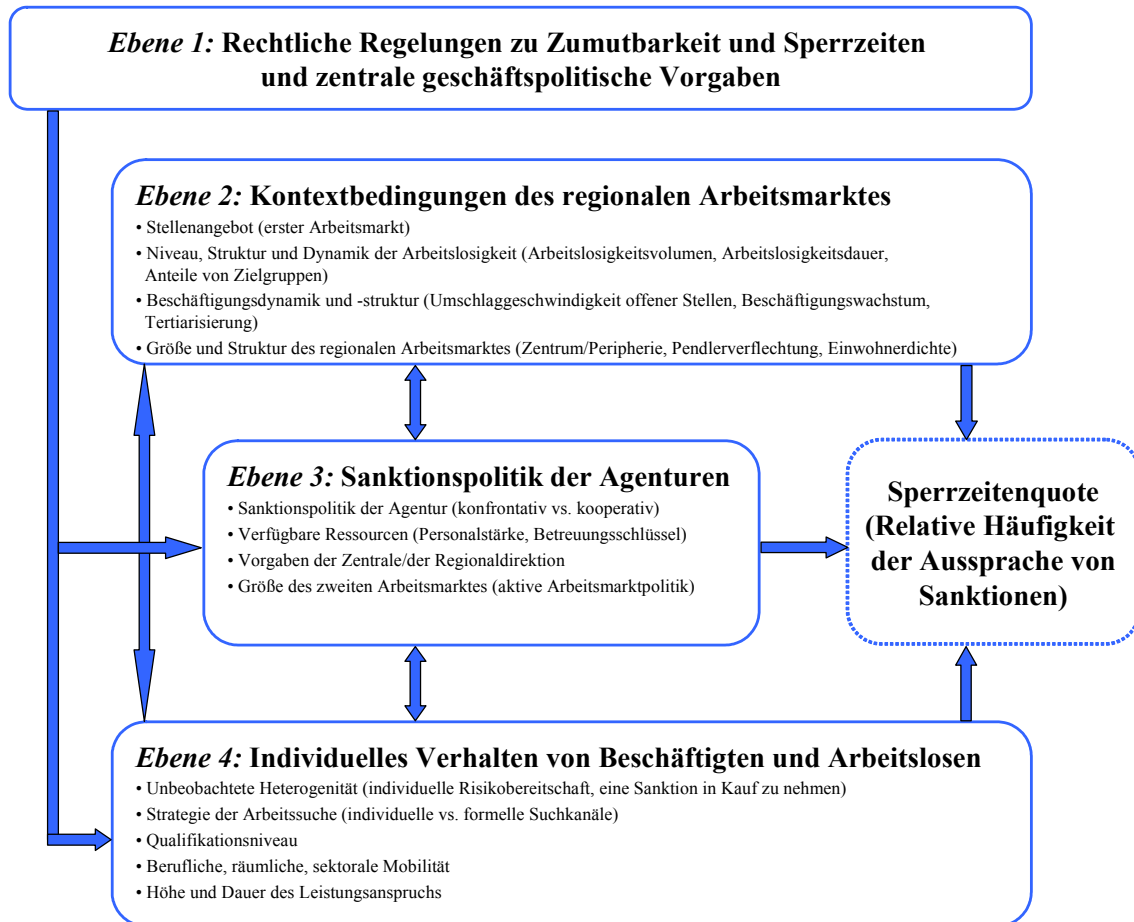
2.1.3 Ein heuristisches Modell zur Implementation von Sanktionen

Mit Hilfe der Abbildung 1 wird versucht, die Zusammenhänge in der Wirkung der regionalen Sanktionspolitik in einem heuristischen, nichtformalen Modell zusammenzufassen. Die Häufigkeit ausgesprochener Sperrzeiten – als zentraler Indikator der Sanktionspolitik – wird von vier analytisch unterscheidbaren Ebenen beeinflusst, wobei drei Ebenen direkt und eine indirekt wirken. Die *Ebene 1* umfasst die bundeseinheitlichen rechtlichen Regelungen zur Zumutbarkeit und zu Sperrzeiten sowie die zentralen geschäftspolitischen Vorgaben, die Umsetzungsanweisungen zu gesetzlichen Regelungen

⁴ Vgl. für das Standardprocedere in den deutschen Arbeitsagenturen Müller und Oschmiansky (2005: Anhang A).

beinhalten. Die Wirkung auf die regionalen Sperrzeitenquoten verläuft nur indirekt: zum einen über die Interpretation und Anwendung dieser Vorgaben durch die regionalen Agenturen, zum anderen durch ein entsprechendes Verhalten der Individuen.

Abbildung 1: Implementationsmodell Sperrzeiten



Quelle: Eigene Darstellung.

Auf der *Ebene 2* sind alle für die Agenturen (kurzfristig) exogenen Größen zusammengefasst, die die regionale Sperrzeitenquote über die Größe des sanktionierbaren Personenkreises und die Zahl von Jobangeboten als Sanktionsgrund direkt beeinflussen. Die *Ebene 4* enthält die Variablen, die das Sanktionen induzierende Verhalten von Leistungsempfängern beeinflussen. Ein entsprechendes Verhalten auf der individuellen Ebene ist eine notwendige Voraussetzung für die Aussprache einer Sanktion. Wie bereits dargestellt, wird die abschließende Entscheidung über die Verhängung der Sanktion auf der *Ebene 3* der Arbeitsagenturen getroffen. Das bedeutet, es gibt einen dezentralen (sanktionspolitischen) Spielraum auf der regionalen Ebene der Agenturen.

Abbildung 1 verdeutlicht, dass zwischen allen Wirkungsebenen *Wechselwirkungen* bestehen. So bewegen sich sowohl die individuellen Entscheidungen (Ebene 4) als auch die Sanktionspolitik der Agenturen (Ebene 3) im Kontext der rechtlichen Regelungen (Ebene 1) und des regionalen Arbeitsmarktes (Ebene 2). Beispielsweise wird in einer angespannten Arbeitsmarktlage die Ablehnung von Jobangeboten durch Individuen

seltener vorkommen, da die Wahrscheinlichkeit attraktiver Alternativen gering ist (vgl. auch Müller und Oschmiansky 2005). Darüber hinaus sind die Mechanismen *intertemporal* verschieden: Ändert sich beispielsweise die Risikoeinstellung von Arbeitslosen, das heißt, nehmen sie eher eine Sanktion in Kauf und ändern demzufolge ihr individuelles Verhalten in Bezug auf die Annahme von Stellenangeboten, kann die Agentur erst mittelfristig mit einer restriktiveren Sanktionspolitik reagieren, während sich z.B. die Verbesserung der regionalen Wirtschaftslage unmittelbar in der rigideren Handhabung von Sanktionen niederschlagen kann. Mittelfristig sind auch *Rückwirkungen* höherer Sperrzeitenquoten auf das regionale Arbeitslosigkeitsniveau zu erwarten, die im dargestellten Modell nicht explizit berücksichtigt werden. Solche Wechselbeziehungen und Rückwirkungen müssen bei der Interpretation der mittels der folgenden empirischen Analyse identifizierten Zusammenhänge im Auge behalten werden.

2.1.4 Hypothesen

Aus den theoretischen Erörterungen lassen sich im Hinblick auf die eingangs formulierten Fragstellungen folgende, die empirische Analyse leitende Hypothesen formulieren:

- (1) Die rechtlichen Regelungen in Verbindung mit den geschäftspolitischen Vorgaben zu Beginn des Jahres 2003 führen zu steigenden Sperrzeitenquoten (*Modell-Ebene 1*).
- (2) Die Verhängung von Sperrzeiten wird durch regionale Kontextfaktoren beeinflusst: Die Sperrzeitenquoten steigen mit niedrigerem Arbeitslosigkeitsniveau, einer kürzeren durchschnittlichen Arbeitslosigkeitsdauer, einem größeren Stellenangebot (auf dem ersten bzw. zweiten Arbeitsmarkt), einer größeren Beschäftigungsdynamik (*Modell-Ebene 2*).
- (3) Die Höhe der Sperrzeitenquote wird von der Ressourcenlage der Agenturen beeinflusst: Die Sperrzeitenquoten steigen mit fallender Betreuungsrelation Arbeitsloser/Vermittler (*Modell-Ebene 3*).
- (4) Die Sanktionspolitik unterscheidet sich zwischen Agenturen. Die geschäftspolitische Ausrichtung im Hinblick auf Sanktionen beeinflusst die Höhe der Sperrzeitenquoten. Agenturen mit einer restriktiveren Sanktionspolitik haben höhere Sperrzeitenquoten (*Modell-Ebene 3*).

2.2 Die Sanktionsinstrumente der Bundesagentur für Arbeit

Um Missbrauch in der Arbeitslosenversicherung zu reduzieren, sind in Deutschland zum einen Dauer und Höhe der Unterstützungszahlungen begrenzt. Zum anderen existieren *Sanktionen* in Form von Sperr- und Säumniszeiten,⁵ nach denen die Versicherungsprämie ausgesetzt oder gekürzt wird. Missbrauchstatbestände liegen u.a. vor, wenn der Leistungsempfänger überhaupt nicht arbeitslos ist, sich nicht korrekt arbeitslos gemeldet und Arbeitslosengeld beantragt hat, der Arbeitsvermittlung nicht zur Verfügung steht oder die Anwartschaftszeiten nicht erfüllt hat. Die „Besonderheit“ des Versiche-

⁵ Mittlerweile sind sowohl Meldeversäumnisse als auch Minderungen bei verspäteter Arbeitsuchendmeldung in Sperrzeittatbestände umgewandelt worden.

rungsfalls Arbeitslosigkeit⁶ bringt es mit sich, dass sowohl gegenüber der Beitragszahlergemeinschaft als auch gegenüber dem Einzelnen definiert sein muss, was vom Versicherten erwartet werden kann, um den Bezug von Leistungen zu vermeiden oder zu verkürzen. Deshalb wird neben den versicherungstechnischen Regelungen auch die Arbeitswilligkeit überprüft, um das System vor missbräuchlicher Inanspruchnahme zu schützen.

Um eine rechtliche Basis zu haben, sind Regelungen aufgestellt worden, die klarstellen sollen, welche Arbeit einem Arbeitslosen zugemutet werden kann und welche nicht (*Zumutbarkeit* nach § 121 SGB III). Die Verweigerung angebotener zumutbarer Beschäftigungsverhältnisse (wie auch beruflicher Eingliederungsmaßnahmen) haben Sanktionen in Form von *Sperrzeiten* zur Folge (§ 144 SGB III), während der die Zahlungen der Arbeitsagenturen eingestellt werden. Sowohl die entsprechenden Regelungen, welche Arbeit einem Arbeitslosen zugemutet werden kann, als auch Höhe und Dauer der möglichen Sanktion wurden wiederholt verändert und zumeist verschärft (Oschmiansky, Kull und Schmid 2003; Müller und Oschmiansky 2005: Anhang E).

Zwar wurden auch durch das „*Erste Gesetz für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt*“ die Zumutbarkeitskriterien durch höhere Mobilitätsanforderungen an familiär Ungebundene verschärft, jedoch ging der Gesetzgeber im Bereich des Sperrzeitenrechts erstmalig einen anderen Weg. Die vorher in der Regel einheitliche Sperrzeitdauer von zwölf Wochen ist zwar im Falle der Arbeitsaufgabe beibehalten worden, für Fälle bei Arbeitsablehnung bzw. Ablehnung oder Abbruch einer Maßnahme aber durch ein abgestuftes System ersetzt worden. Die Dauer einer solchen Sperrzeit beträgt nunmehr beim ersten Vergehen nur noch drei Wochen. Der zweite Verstoß wird mit sechs Wochen geahndet, und erst bei dritten und folgenden Verstößen verbleibt es – wie nach bisherigem Recht – grundsätzlich bei einer Sperrzeitdauer von zwölf Wochen. Neu ist auch, dass der Anspruch auf Arbeitslosengeld, Arbeitslosenhilfe und Unterhaltsgeld bereits bei 21 Wochen (statt bisher 24 Wochen) Sperrzeiten erlischt. In der Praxis bedeutet dies, dass bei einer dritten Ablehnung (früher überwiegend nach der zweiten) einer zumutbaren Arbeit der Leistungsanspruch verloren geht.

Vor der Neuregelung trat eine Sperrzeit – gleich welcher Art – dann nicht in Kraft, wenn der Arbeitslose einen wichtigen Grund für sein Verhalten hatte. Die Arbeitsverwaltung trug die Beweislast für das Vorliegen des wichtigen Grundes. Mit Wirkung zum 1.1.2003 wurde die *Verteilung* der *Beweislast* neu bestimmt. Die Umkehr der Beweislast basiert auf der Annahme, dass es berechtigt und mit dem Versicherungsgedanken vereinbar ist, dem Arbeitslosen das Beweisrisiko für die Tatsachen zuzuweisen, die sich aus seiner Sphäre oder aus seinem Verantwortungsbereich ergeben (§ 144 Abs. 1 Satz 2 SGB III).⁷

⁶ Zu den Eigenheiten der Arbeitslosenversicherung gehört u.a., dass die mit Arbeitslosigkeit verbundenen Risiken von Arbeitseinkommensverlusten nicht nach versicherungsmäßigen Prinzipien kalkuliert und abgedeckt werden können (Schönbäck 1988; Neubauer und Bäcker 2003).

⁷ Die Regelung greift insoweit Hinweise aus der Rechtsprechung des Bundessozialgerichts auf, nach denen der Arbeitslose in derartigen Fällen die Beweislast für das Vorliegen eines wichtigen Grundes zu tragen hat, wenn er sich auf Umstände aus seinem persönlichen Bereich beruft, die er leichter nachweisen kann als die Arbeitsagentur.

Darüber hinaus ist auf untergesetzlicher Ebene der sanktionspolitisch bedeutsame *Rundbrief 55/03* der BA-Zentrale zur „Aktualisierung und Aktivierung der Bewerberbestände“ aus dem zweiten Quartal des Jahres 2003 zu berücksichtigen (vgl. auch Schütz 2005). Darin wurden die Agenturen zur effektiveren Aktivierung der Arbeitslosen durch eine verstärkte Überprüfung von Eigenbemühungen und der Verfügbarkeit, erhöhte Kontaktdichten und konsequenten Sanktionierungsmaßnahmen (Aussprache von Sperr- und Säumniszeiten) angehalten. Die Umsetzung dieser Bestimmungen ist für die Sperrzeitenanalyse relevant, wie weiter unten gezeigt wird.

2.3 Empirische Studien zu Sanktionen in der Arbeitslosenversicherung

In der internationalen Evaluationsliteratur gibt es eine ganze Reihe von Evaluationsstudien zu den *individuellen Auswirkungen* von Sanktionen auf die (Dauer der) Inanspruchnahme von Lohnersatzleistungen. Ein großer Teil beruht auf sozialen Experimenten (vgl. den Überblick von Meyer 1995 sowie im Einzelnen Johnson und Klepinger 1994; Benus und Johnson 1997; Klepinger, Johnson und Joesch 2002; Ashenfelter, Ashmore und Deschênes 2005; Boone, Sadrieh und van Ours 2004; Dolton und O'Neill 1996; Van den Berg und Van der Klaauw 2001). Daneben nutzen einige nichtexperimentelle Studien administrative Daten von Arbeitsverwaltungen, z.B. in den Niederlanden (Abbring, Van den Berg und Van Ours 2005; Van den Berg, Van der Klaauw und van Ours 2004) oder der Schweiz (Lalive, van Ours und Zweimüller 2002).

Für *Deutschland* gibt es bislang keine rigorosen Evaluationen hinsichtlich der Wirkung ausgesprochener Sanktionen auf das individuelle Übergangsverhalten von Arbeitslosen. Neben der rein deskriptiven Studie von Wilke (2004) existiert eine Untersuchung von Pollmann-Schult (2005), die auf einem einfachen Vorher-/Nachher-Vergleich der Arbeitslosigkeitsphasen von Leistungsbeziehern beruht und die Auswirkungen der Verschärfung der Zumutbarkeit im Jahre 1997 auf Grundlage von SOEP-Daten analysiert, ohne signifikante Effekte zu finden. Eine neuere empirische Analyse untersucht zum einen die Verhängung von Sanktionen über einen längeren Zeitraum hinweg und konzentriert sich zum anderen auf die regionalen Unterschiede in der Implementation von Sperrzeiten (Müller und Oschmiansky 2005). Allerdings sind die dortigen Aussagen zu den jüngsten rechtlichen Reformen im Zuge der Hartz-Gesetzgebung wegen des 2003 endenden Beobachtungszeitraumes nur vorläufig.

Abgesehen vom gänzlichen Fehlen mikroökonomischer Wirkungsanalysen für Deutschland ist – auch in der internationalen Literatur – eine Forschungslücke zur Implementation von Sanktionen offensichtlich. In der ökonomischen Forschung bleibt die Frage nach der Umsetzungspraxis von Sanktionsregeln unbeantwortet. Die neuesten Veränderungen im Zuge der Hartz-Reformen bieten die Gelegenheit, den Implementationsstand auf der regionalen Ebene zu analysieren und diese Lücke zu schließen.

3 Methodisches Vorgehen

In diesem Kapitel wird das methodische Vorgehen erläutert. Zunächst wird die Datenbasis dargestellt (Abschnitt 3.1). Anschließend erfolgt eine Skizze der verwendeten ökonomischen Methoden (Abschnitt 3.2). Schließlich werden mit der Sperrzeitenquote als dem hier verwendeten Sanktionsindikator die abhängige Variable sowie verschiedene erklärende Variablen definiert (Abschnitt 3.3).

3.1 Datenbasis

Für die quantitativ-empirische Analyse standen uns erstens *prozessproduzierte Daten der BA-Statistik* auf der Ebene der Arbeitsagenturen für die Quartale I/2000 bis IV/2004 zur Verfügung. Es handelt sich also um einen *Paneldatensatz*, der zwischen klassischen Mikrodatenpanels und Makropanels anzusiedeln ist. Allerdings ist die Zahl der verwendeten Untersuchungseinheiten mit $N = 141$ (Westdeutschland) bzw. $N = 34$ (Ostdeutschland) größer als die Anzahl der Zeitperioden $T = 20$. Somit sind die Daten Mikropanels strukturell ähnlicher (Asymptotik für „großes N “; vgl. Wooldridge 2002: 251). Die Probleme aggregierter Analysen (z.B. Multikollinearität, ökologischer bzw. kollektivistischer Fehlschluss) sind zu beachten. Zusammenhänge und Wirkungen der individuellen Ebene (Modell-Ebene 4) sind in diesem Setting nicht zu modellieren, obwohl sie für die aggregierten Ergebnisse in hohem Maße relevant sind. Die Schätzungen werden für Ost- und Westdeutschland getrennt durchgeführt.

Zusätzlich zu den Daten aus der Geschäftsstatistik der BA konnten wir zweitens auch auf *Personaldaten* aus dem Personalbemessungssystem der Bundesagentur für Arbeit zurückgreifen, die uns von der Personalabteilung der BA bereitgestellt wurden und auf Jahresbasis zur Verfügung stehen.⁸ Drittens wurden mittels eines schriftlichen Fragebogens die Führungskräfte sämtlicher Arbeitsagenturen befragt, wobei u.a. um eine Bewertung der geänderten Sanktionsregeln gebeten wurde. Für diese *Befragungsdaten* liegt für den Beobachtungszeitraum nur ein Messzeitpunkt vor.

Neben der quantitativen Analyse wurden im Rahmen der Hartz-Evaluation (vgl. WZB und infas 2005: 143–184) in zehn Arbeitsagenturen *qualitative Fallstudien* durchgeführt. Dabei wurden über 100 Interviews geführt, die u.a. den Komplex der (geänderten) Sanktionspolitik thematisierten. Zusätzlich wurden pro Agentur jeweils halbtägige teilnehmende Beobachtungen bei arbeitnehmer- und arbeitgeberorientierten Vermittlern vorgenommen. Auch hierbei ging es teilweise um das Thema „Sanktionen“.

Die Kombination der quantitativen mit den qualitativen Daten ermöglicht es, ein umfassenderes und präziseres empirisches Bild über die untersuchten Zusammenhänge zu zeichnen. Die Stärke des hierbei verfolgten Methodenmixes liegt vor allem darin, die Ergebnisse der quantitativen Analysen mit den Resultaten der Prozessanalysen zu verknüpfen. Auf diese Weise sind die Regressionsergebnisse leichter zu interpretieren. Darüber hinaus wurden die in der Agenturbefragung erhobenen Implementationsvariablen (Selbsteinschätzungen zur Sperrzeitenpolitik) auf Ebene der Arbeitsagenturen in die multivariaten Modelle integriert, die ansonsten auf aggregierten, prozessproduzier-

⁸ Wir danken an dieser Stelle herzlich den Mitarbeitern der BA-Statistik sowie der Personalabteilung der BA.

ten Geschäftsdaten der BA-Statistik basieren. Auf diese Weise können die Hypothesen zur Implementation von Sperrzeiten direkt getestet werden.

3.2 Ökonometrische Methoden

Es werden verschiedene *lineare Paneldatenmodelle* genutzt (vgl. Halaby 2004; Petersen 2004; Wooldridge 2002: 248 ff.). Wir schätzen *Random Effects-* (RE), *Between Effects-* (BE) sowie *Fixed Effects-Regressionen* (FE), um die interessierenden Fragestellungen zu analysieren. Im Mittelpunkt der inhaltlichen Interpretationen steht das FE-Modell; die anderen Modelltypen werden ergänzend ausgewiesen. Das *RE-Modell* nutzt die Paneldatenstruktur aus, indem es die Quer- und Längsschnittvariation optimal gewichtet. Um die Annahmen des potenziell effizienten Random-Effects-Modells zu testen, wurden Hausman/Taylor-Tests durchgeführt. Da die Nullhypothese des Tests für West- wie auch Ostdeutschland verworfen wird (Ergebnisse nicht gezeigt), sind die RE-Schätzungen im vorliegenden Fall nicht konsistent. Die Schätzergebnisse werden dennoch in Ergänzung der beiden anderen Modelltypen berichtet.

Das *BE-Modell* basiert auf Mittelwerten aller Variablen über den Untersuchungszeitraum 2000 bis 2004. Es „verschenkt“ die Längsschnittinformationen und ist somit ineffizient, stellt aber eine spezifische Perspektive auf die Daten dar, indem es die Einflüsse des Niveaus der betrachteten Variablen isoliert. Aus diesem Grund werden die Ergebnisse gesondert ausgewiesen. Im Gegensatz dazu basiert die Schätzung der Effektkoeffizienten im *FE-Modell* – als Abweichungen vom Mittelwert – ausschließlich auf den Veränderungen der (abhängigen wie erklärenden) Variablen über den Untersuchungszeitraum hinweg. Die Niveauunterschiede in den erklärenden Variablen werden über die fixen Regionaleffekte eliminiert. Wir verwenden die sog. „Least Squares Dummy Variable“-Spezifikation des FE-Modells (Greene 2003: 278 ff.), wodurch auch Koeffizienten für Kovariaten ausgewiesen werden, die nur für einen Messzeitpunkt zur Verfügung stehen.

Die Verwendung von Paneldaten erlaubt erstens, mittels des FE-Modells *unbeobachtbare Regionaleffekte* zu kontrollieren, die potenziell mit anderen erklärenden Variablen korreliert sind und in diesem Fall zu verzerrten Schätzungen führen. Diese Regionaleffekte sind dann relevant, wenn man davon ausgeht, dass es einen sanktionspolitischen Einfluss der Agentur gibt, der nicht direkt messbar ist. Das bedeutet, dass die im Modell nicht erfassten Regionaleffekte als systematische Komponente im Fehlerterm der Regressionsgleichungen enthalten sind. Mit Hilfe von FE-Modellen werden Verzerrungen in den Koeffizienten der anderen erklärenden Variablen kontrolliert, weshalb sie hier zur Interpretation des kausalen Einflusses verschiedener Kovariaten herangezogen werden.

Zweitens werden alle *Variablen im Zeitverlauf* beobachtet, wodurch die Ergebnisse über den Untersuchungszeitraum verallgemeinert sowie Messfehler bzw. idiosynkratische Einflüsse einzelner Jahre bzw. Quartale gemildert werden. Demnach erhöhen sich die Validität und die Reliabilität der Ergebnisse im Vergleich zu einfachen Querschnittsregressionen für einzelne Untersuchungsperioden. Mit Zeitdummies werden Periodeneffekte kontrolliert; somit können Niveauveränderungen im Zeitverlauf – unter Kontrolle der zeitvarianten Einflussfaktoren – analysiert werden.

3.3 Definition der Sanktionsindikatoren und erklärenden Variablen

3.3.1 Sperrzeitenquoten als Sanktionsindikatoren

Im Untersuchungszeitraum (bis zum 31.12.2004) wurden in Deutschland folgende Gründe für das Verhängen einer Sperrzeit unterschieden:

- Arbeitsaufgabe (§ 144 Abs. 1 Nr. 1 SGB III);
- Arbeitsablehnung (§ 144 Abs. 1 Nr. 2 SGB III);
- Ablehnung einer beruflichen Eingliederungsmaßnahme (§ 144 Abs. 1 Nr. 3 SGB III);
- Abbruch einer beruflichen Eingliederungsmaßnahme (§ 144 Abs. 1 Nr. 4 SGB III).

Wir konzentrieren uns hier auf die *Sperrzeiten nach Ablehnung eines Job- bzw. Maßnahmenangebotes* (Nr. 2 und Nr. 3). Diese Sperrzeiten können zum einen zur Überprüfung der Arbeitsbereitschaft herangezogen werden; zum anderen ist hier ein Ermessensspielraum der Arbeitsvermittler zu vermuten, der bei den Sperrzeitentypen nach Nr. 1 bzw. Nr. 4 definitiv nicht besteht. Zu beachten ist, dass Angebote für eine ABM- bzw. PSA-Stelle unter Nr. 2, also Jobangebote, subsumiert werden.

In den Daten sind Sanktionen aufgrund von Meldevergehen, beispielsweise verspätete Arbeitslosmeldung (§ 37b SGB III in Zusammenhang mit § 140 SGB III), sowie sog. Säumniszeiten nicht enthalten.⁹ Eine qualitative Unterscheidung muss zwischen ausgesprochenen und effektiv wirksamen Sperrzeiten getroffen werden. Wilke (2004) hat festgestellt, dass ein Großteil der verhängten Sanktionen (u.a. aufgrund eingelegter Einsprüche) nach wenigen Tagen nicht mehr wirksam ist. Hierfür sind hauptsächlich die in dieser Analyse enthaltenen Säumniszeiten verantwortlich. Im vorliegenden Beitrag werden zunächst ausgesprochene Sperrzeiten – unabhängig von ihrer effektiven Dauer und Wirkung – analysiert; anschließend werden Widersprüche und Klagen einbezogen.

Die absoluten Sperrzeitenzahlen variieren *ceteris paribus* mit der Veränderung des Arbeitslosenzugangs bzw. -bestandes und dem Anteil der Leistungsempfänger an allen Arbeitslosen. Die Sperrzeiten Nr. 2 und Nr. 3 werden daher auf den durchschnittlichen Bestand der Leistungsbezieher (Arbeitslosengeld, Arbeitslosenhilfe, Eingliederungshilfe) *standardisiert*.¹⁰ Mit dieser Definition werden die ausgesprochenen Sanktionen den potenziell sanktionierbaren Fällen gegenübergestellt, und es entstehen sog. *Sperrzeitenquoten*.¹¹ Die Sperrzeiten werden zudem getrennt nach den Leistungsarten Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe betrachtet.

⁹ Dies ist bei der Interpretation der Ergebnisse zu beachten. In anderen empirischen Arbeiten werden die Säumniszeiten unter Sperrzeiten subsumiert (Wilke 2004). Für Säumniszeiten standen uns keine separaten Daten zur Verfügung.

¹⁰ Vgl. für eine Diskussion unterschiedlicher Definitionsvarianten bei den Sperrzeitenquoten Oschmiansky und Müller (2005).

¹¹ Dagegen wählt die BA als Basis zur Berechnung der Sperrzeitenquoten überwiegend die Zahl der Leistungsbewilligungen (Arbeitslosengeld und Arbeitslosenhilfe). Die OECD errechnet die Sperrzeitenquoten sowohl bei Nr. 2 bis 4 als auch bei Nr. 1 auf Basis aller Leistungsempfänger.

3.3.2 Brutto- vs. Netto-Sperrzeitenquoten

Die Analyse der Sanktionspolitik ist in diesem Beitrag auf die *Aussprache von Sperrzeiten* nach Ablehnung eines Jobangebotes fokussiert, da für ausgesprochene Sperrzeiten quartalsweise Daten vorliegen. Die ausgesprochenen Sperrzeiten werden jedoch nicht in allen Fällen wirksam, da zum einen *Widerspruch* eingelegt, zum anderen nach erfolglosen Widersprüchen eine *Klage* vor dem Sozialgericht eingereicht werden kann. Da ein Teil der Widersprüche wie auch der Klagen abgelehnt wird, interessieren in erster Linie die erfolgreichen Widersprüche und Klagen.

Subtrahiert man von den ausgesprochenen Sperrzeiten die erfolgreichen Widersprüche und Klagen, resultieren „Netto-Sperrzeiten“, also ein Indikator zu effektiv wirksam gewordenen Sperrzeiten. Analog zu Abschnitt 3.3.1 lassen sich „*Netto-Sperrzeitenquoten*“ bilden. Ein Vergleich zwischen *Brutto- und Netto-Sperrzeitenquoten* auf Jahresbasis zeigt, dass sich im Verhältnis zwischen der Quote ausgesprochener und effektiv wirksamer Sperrzeiten – auch in der Periode stark ausgeweiteter Sanktionen in der Folgezeit des ersten Hartz-Gesetzes – nur marginale Veränderungen stattfinden (vgl. WZB und infas 2005: Anhang A). Obwohl sich der Abstand zwischen Brutto- und Netto-Sperrzeitenquoten absolut vergrößert, bedeutet dies nicht, dass Sperrzeiten seltener wirksam werden, da gleichzeitig das allgemeine Niveau der Sperrzeitenquoten steigt.

Das zentrale Ergebnis der Betrachtung erfolgreicher Widersprüche bzw. Klagen sowie der Netto-Sperrzeitenquoten besteht darin, dass die im vorliegenden Beitrag ausführlich analysierten (Brutto-)Sperrzeitenquoten einen zuverlässigen Indikator für das tatsächliche Sanktionsgeschehen in den Agenturen darstellen. Die regionalen Brutto- und Netto-Sperrzeitenquoten sind über den Untersuchungszeitraum hinweg nahezu perfekt korreliert ($r = 0,99$ für West- und Ostdeutschland). Insofern eignen sich die empirischen Analysen zu ausgesprochenen Sperrzeiten, um Aussagen über die Sperrzeiten hinsichtlich ihrer sanktionierenden Wirkung zu treffen.

3.3.3 Erklärende Variablen

Die Auswahl der unabhängigen Variablen (vgl. Tabelle 1) orientiert sich an dem theoretischen Modell (Abbildung 1 oben) und ähnlichen empirischen Arbeiten (Mosley et al. 2003). Idealerweise sollten für alle Wirkungsebenen des Modells (Rechtsänderungen, Arbeitsmarktkontext, Sanktionspolitik und individuelles Verhalten) erklärende Variablen spezifiziert werden, um theoretische Zusammenhänge empirisch abzubilden und die Wirkungshypothesen zu überprüfen. In einer aggregierten Analyse sind diesem Anspruch jedoch Grenzen gesetzt.

Für *Modell-Ebene 1* der (Veränderung in den) rechtlichen Regelungen werden in der multivariaten Analyse mit Dummyvariablen die Unterschiede zwischen den Jahren 2000 bis 2004 erfasst (vgl. Tabelle 1). Für *Modell-Ebene 2* des Arbeitsmarktkontextes stehen verschiedene Variablen zur Verfügung. Mit der Arbeitslosenquote und der durchschnittlichen Verweildauer in Arbeitslosigkeit werden sowohl das Niveau als auch die Dynamik der Arbeitslosigkeit abgebildet,¹² während der Anteil der Arbeitslosengeldempfänger für ein weiteres Strukturmerkmal der Arbeitslosigkeit kontrolliert.

¹² Da ein identisches Arbeitslosigkeitsniveau mit unterschiedlicher Dynamik bzw. Arbeitslosigkeitsdauer einhergehen kann, wird für dieses Merkmal von Arbeitslosigkeit separat kontrolliert.

Die Nachfrageseite des Arbeitsmarktes wird durch das Verhältnis der Zugänge gemeldeter Stellen und registrierter Arbeitsloser dargestellt.¹³ Ergänzt werden die Informationen zur Nachfrageseite durch die Beschäftigungsentwicklung im Vergleich zum Vorjahr sowie den Anteil der Dienstleistungsbeschäftigung als Proxy für den Strukturwandel in der Region. Schließlich wird das Bild des regionalen Kontextes durch einige allgemeine Merkmale des Agenturbezirks ergänzt. Hierzu gehört die Einwohnerdichte (nur für das Jahr 2000 verfügbar), die vor allem die Struktur des Arbeitsmarktes (städtisch vs. ländlich) kontrollieren soll. Der Saisonindikator (nur für 2001 verfügbar) kontrolliert zusätzlich für die unterjährige saisonale Fluktuation, also eine Komponente der Dynamik der Arbeitslosigkeit.

Auf *Modell-Ebene 3* der Geschäfts- bzw. Sanktionspolitik der Arbeitsagenturen stehen aus der Geschäftsstatistik der BA faktisch keine quantitativen Informationen zur Verfügung. Die Ressourcenlage in den Agenturen wird durch die Arbeitsbelastung der Vermittler und Berater erfasst. Wir nutzen Daten des Personalbemessungssystems der BA zu Arbeitsvermittlern (und -beratern), die in Bezug zum Arbeitslosenbestand gesetzt werden. Dabei ist zu beachten, dass der Betreuungsschlüssel eng mit der Arbeitsmarktlage verknüpft ist, die bereits durch andere Kovariaten abgedeckt ist. Dennoch besteht darüber hinaus regionale Variation in der Personalausstattung der Agenturen (vgl. dazu auch Mosley et al. 2003).

Im Zuge der Agenturbefragung wurde ebenfalls die Selbsteinschätzung der Agenturen zu ihrer Sanktionspolitik erhoben. Zum einen wurde gefragt, inwieweit Sperrzeiten (als Sanktionsinstrument) bereits über einen längeren Zeitraum hinweg, d.h. schon vor den Reformen des Jahres 2003, konsequent verhängt wurden; zum anderen, ob die Agenturen seit den Reformen in 2003 strengere Maßstäbe anlegen. Eine weitere sanktionsrelevante Implementationsvariable, die eine Dimension der Arbeitsmarktpolitik der Agenturen widerspiegelt, ist die Größe des zweiten Arbeitsmarktes, der hier durch den Anteil des Zugangs an ABM- und SAM-Stellen bezogen auf den Zugang an Arbeitslosen gemessen wird.

Die *Modell-Ebene 4*, auf der individuelle Entscheidungen von Beschäftigten bzw. Arbeitslosen getroffen werden, ist in einer aggregierten Analyse auf Agenturebene nicht direkt operationalisierbar. Es kann lediglich für die Zusammensetzung des Bestandes relevanter Personengruppen kontrolliert werden. Das bedeutet, dass nicht individuelle Merkmale und ihr Einfluss auf (sanktionsrelevantes) Verhalten gemessen werden, sondern strukturelle Merkmale des Bestandes. Dementsprechend kann beispielsweise aus den aggregierten Strukturvariablen nicht auf individuelle Sanktionswahrscheinlichkeiten geschlossen werden. Da für die Leistungsempfänger keine detaillierten Daten vorliegen, wird der Arbeitslosenbestand verwendet (Anteil Ausländer, Jüngerer, Älterer, Frauen, ohne abgeschlossene Berufsausbildung).¹⁴ Die deskriptiven Statistiken aller unabhängigen Variablen sind in den Tabellen 2 und 3 dargestellt.

¹³ Dabei ist zu beachten, dass es wegen der unterschiedlichen Erfassungsprinzipien (Stellen am Arbeitsort vs. Arbeitslose am Wohnort) zu Verzerrungen kommen kann. Zudem sind lediglich die bei der Arbeitsagentur gemeldeten Stellen erfasst; die Nachfrage am regionalen Arbeitsmarkt wird also nur partiell berücksichtigt.

¹⁴ Der Ausländeranteil liefert zusätzliche regionalstrukturelle Informationen. Der Anteil ohne Berufsausbildung gibt lediglich den Anteil der gering Qualifizierten an; Daten zu Hochqualifizierten lagen nicht vor.

Tabelle 1 Systematik und Definition der unabhängigen Variablen

Variable	Definition (Quelle)
<i>Modell-Ebene 1: Rechtliche Regelungen und geschäftspolitische Vorgaben</i>	
Jahres-Quartals-Dummys	Dummyvariablen für die Jahresquartale I/2001 bis IV/2004 (BA-Statistik)
<i>Modell-Ebene 2: Kontextbedingungen und Struktur des regionalen Arbeitsmarkts</i>	
Arbeitslosenquote	Arbeitslose bezogen auf alle zivilen Erwerbspersonen in abhängiger Beschäftigung in Prozent (BA-Statistik)
Arbeitslosigkeitsdauer	Durchschnittliche Verweildauer in Arbeitslosigkeit in Wochen. Näherungsformel: $Alo - dauer = \frac{Jahresdurchschnittsbes \tan d}{0,5 * (Jahreszugänge + Jahresabgänge)} * 52$ (BA-Statistik)
Leistungsempfängerquote Alg	Anteil Arbeitslosengeldempfänger am jahresdurchschnittlichen Bestand aller Arbeitslosen in Prozent (BA-Statistik)
Verhältnis Arbeitslose und offene Stellen	Relation des Zugangs gemeldeter Stellen zu registrierten Arbeitslosen in Prozent (BA-Statistik)
Beschäftigungswachstum	Differenz Bestand der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung im Vergleich zum Vorjahr in Prozent (BA-Statistik)
Anteil Dienstleistungssektor	Anteil Beschäftigter im Dienstleistungssektor (WZW 50-06) an allen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (Arbeitsortprinzip) in Prozent (BA-Statistik)
Einwohnerdichte	Einwohnerdichte des Arbeitsagenturbezirkes im Jahre 2000 (BA-Statistik)
Saisonindikator Arbeitslosigkeit	Saisonspanne: gleitende Durchschnitte Monatswerte; für Referenzjahr (hier 2001) Differenz Max. und Min. des relativen monatlichen Saisonausschlags (BA-Statistik)
<i>Modell-Ebene 3: Geschäfts- und Sanktionspolitik der Agenturen für Arbeit</i>	
Personalressourcen der Agentur	Relation des Arbeitslosenbestandes zu Arbeitsberatern und Vermittlern (Personalabteilung der BA, BA-Statistik)
Allgemeine Einstellung zu Verhängung von Sperrzeiten (Dummy)	„Die Androhung von Sperrzeiten wird seit vielen Jahren konsequent praktiziert und nachgehalten“ – „Trifft eher zu“/„Trifft voll und ganz zu“ = 1; „Trifft eher nicht zu“/„Trifft gar nicht zu“ = 0 (schriftliche Agenturbefragung)
Änderung in der Verhängung von Sperrzeiten seit 2003 (Dummy)	Agenturbefragung: „Die Androhung von Sperrzeiten wird seit den Reformen in 2003 strenger und konsequenter gehandhabt“ – „Trifft eher zu“/„Trifft voll und ganz zu“ = 1; „Trifft eher nicht zu“/„Trifft gar nicht zu“ = 0 (schriftliche Agenturbefragung)
Größe des zweiten Arbeitsmarktes	Relation der Zugänge an ABM- und SAM-Stellen zu Zugängen Arbeitsloser in Prozent (BA-Statistik)
<i>Modell-Ebene 4: Individuelle Merkmale/Struktur der Arbeitslosen</i>	
Anteil Ausländer	Anteil ausländischer Arbeitsloser am jahresdurchschnittlichen Bestand aller Arbeitslosen in Prozent (BA-Statistik)
Anteil Jugendlicher	Anteil arbeitsloser Jugendlicher (< 25 Jahre) am jahresdurchschnittlichen Bestand aller Arbeitslosen in Prozent (BA-Statistik)
Anteil Älterer	Anteil Älterer (> 50 Jahre) am jahresdurchschnittlichen Bestand aller Arbeitslosen in Prozent (BA-Statistik)
Anteil Frauen	Anteil arbeitsloser Frauen an allen Arbeitslosen in Prozent (BA-Statistik)
Anteil ohne Berufsausbildung	Anteil Arbeitsloser ohne Berufsausbildung am jahresdurchschnittlichen Bestand aller Arbeitslosen in Prozent (BA-Statistik)

Quelle: Eigene Darstellung.

Tabelle 2 Deskriptive Statistiken der unabhängigen Variablen, 141 westdeutsche Arbeitsagenturen, Quartale I/2000 bis IV/2004

Variable	Mittelwert	Stand.abw.	Minimum	Maximum
Arbeitslosenquote	8,72	2,50	3,10	17,62
Arbeitslosigkeitsdauer	26,54	4,98	14,03	45,39
Leistungsempfängerquote Alg	49,20	9,65	27,73	83,52
Verhältnis Arbeitslose und offene Stellen	54,13	26,83	15,84	231,78
Beschäftigungswachstum	-0,48	4,49	-48,98	100,58
Anteil Dienstleistungssektor	67,02	9,36	44,96	155,49
Einwohnerdichte	464,45	574,58	63,10	2873,79
Saisonindikator	16,98	13,30	4,17	73,34
Personalressourcen	415,16	71,10	238,83	644,81
Einstellung Sanktionspolitik	0,78	0,42	0	1
Veränderung Sanktionspolitik seit 2003	0,52	0,50	0	1
Größe des zweiten Arbeitsmarkts	1,51	2,91	0,01	33,34
Anteil Ausländer	15,28	6,76	4,43	36,85
Anteil Jugendlicher	12,26	1,85	5,88	17,80
Anteil Älterer	28,28	5,25	18,67	48,91
Anteil Frauen	44,15	3,61	33,66	57,65
Anteil ohne Berufsausbildung	42,30	5,91	25,70	58,03

Quellen: Geschäftsstatistik der BA; eigene Berechnungen.

Tabelle 3 Deskriptive Statistiken der unabhängigen Variablen, 34 ostdeutsche Arbeitsagenturen, Quartale I/2000 bis IV/2004

Variable	Mittelwert	Stand.abw.	Minimum	Maximum
Arbeitslosenquote	19,49	3,81	0,00	29,79
Arbeitslosigkeitsdauer	32,81	3,84	20,74	43,82
Leistungsempfängerquote Alg	41,31	7,04	23,81	59,96
Verhältnis Arbeitslose und offene Stellen	35,02	12,55	11,40	64,81
Beschäftigungswachstum	-2,25	6,98	-29,92	62,91
Anteil Dienstleistungssektor	77,65	6,39	65,21	93,69
Einwohnerdichte	198,59	214,09	51,27	1000,00
Saisonindikator	16,82	5,13	9,71	31,98
Personalressourcen	461,29	78,53	30,24	703,54
Einstellung Sanktionspolitik	0,77	0,43	0	1
Veränderung Sanktionspolitik seit 2003	0,68	0,48	0	1
Größe des zweiten Arbeitsmarkts	6,30	5,53	0,34	32,23
Anteil Ausländer	3,56	5,74	0,73	28,97
Anteil Jugendlicher	11,58	1,24	8,71	16,66
Anteil Älterer	26,72	3,14	18,37	34,30
Anteil Frauen	49,39	3,97	38,39	57,47
Anteil ohne Berufsausbildung	21,18	8,85	9,57	52,58

Quellen: Geschäftsstatistik der BA; eigene Berechnungen.

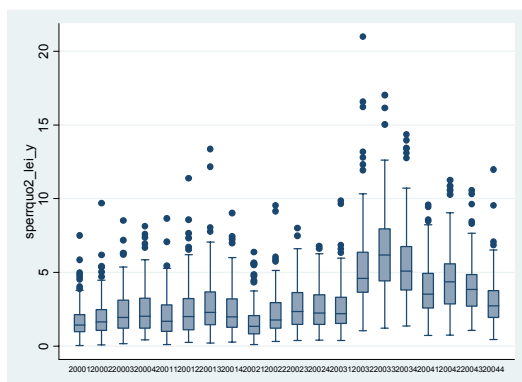
4 Empirische Ergebnisse

In diesem Kapitel werden die empirischen Ergebnisse präsentiert. Zunächst wird die Entwicklung der Sperrzeitenquoten deskriptiv dargestellt (Abschnitt 4.1). Anschließend werden das empirische Modell vorgestellt und allgemeine Ergebnisse diskutiert (Abschnitt 4.2). Danach wird der Einfluss regionaler Kontextfaktoren auf die Verhängung von Sperrzeiten beleuchtet (Abschnitt 4.3). Zudem wird – am Beispiel der Personalressourcen – untersucht, inwieweit endogene Faktoren die Sperrzeitenaussprache beeinflussen (Abschnitt 4.4). Im Anschluss daran wird analysiert, ob in der Folgezeit des ersten Hartz-Gesetzes die Sanktionspolitik der BA im Allgemeinen verschärft wurde (Abschnitt 4.5). Zuletzt wird die Frage behandelt, ob und inwieweit sich in der Folge der Hartz-Gesetze die Sanktionspolitik im Vergleich der regionalen Arbeitsagenturen verändert hat (Abschnitt 4.6).

4.1 Sperrzeitenquoten im Längs- und Querschnittsvergleich

Wie Abbildung 2 illustriert, hat sich das Niveau der Sperrzeiten nach Ablehnung eines Jobangebotes in *Westdeutschland* im Jahre 2003 deutlich erhöht. Der Anstieg zwischen 2002 und 2003 bedeutet eine *Verdoppelung* von durchschnittlich 2,3 % auf 4,9 %. Die Sperrzeitenpolitik scheint mit Inkrafttreten des ersten Hartz-Gesetzes erheblich restriktiver geworden zu sein.¹⁵ Im Jahre 2004 geht das Niveau zwar auf 3,9 % zurück, liegt damit aber deutlich über dem Ausgangsniveau des Jahres 2002. Die quartalsweise Darstellung offenbart, dass die Aussprache von Sanktionen einem saisonalen Muster unterliegt. Ferner wird deutlich, dass der Niveaustieg nicht unmittelbar mit den neuen Regelungen der Hartz-Gesetze einsetzt, sondern erst im zweiten Quartal des Jahres 2003 festzustellen ist.

Abbildung 2: Sperrzeitenquoten* Nr. 2 (Arbeitsablehnung) in Prozent, 141 westdeutsche Arbeitsagenturen, Quartale I/2000 bis IV/2004



Obere 10	Jahr	Untere 10	Jahr
Mannheim	2003	Neuwied	2000
Waiblingen	2003	Saarbrücken	2002
Ludwigsburg	2003	Pirmasens	2000
Göppingen	2003	Pirmasens	2001
Ravensburg	2004	Bonn	2002
Reutlingen	2003	Göttingen	2000
Aalen	2003	Saarbrücken	2001
Rastatt	2003	Oberhausen	2001
Pforzheim	2003	Freising	2002
Rottweil	2004	Goslar	2000

* Quartalsquoten auf Jahresquoten hochgerechnet.

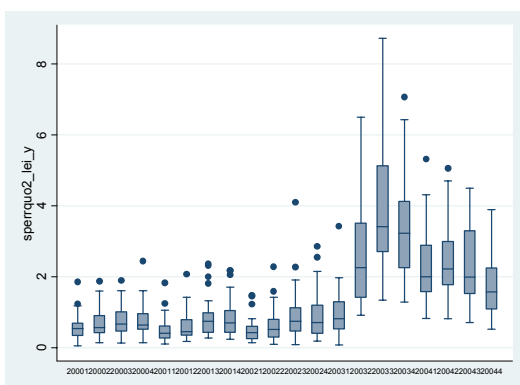
Quellen: Geschäftsstatistik der BA; eigene Berechnungen.

¹⁵ Hierbei ist zu beachten, dass wegen der differenzierten Sperrzeitendauer mit der erhöhten Zahl von Sperrzeiten nicht automatisch das Volumen verhängter Sperrzeiten gestiegen ist. Die Hypothese einer „restriktiveren Sanktionspolitik“ basiert auf der Zahl ausgesprochener Sperrzeiten.

Die *regionale Variation* hat sich von 1,3 auf 2,2 nahezu verdoppelt (vgl. Abbildung 2). Der Niveauanstieg der Sperrzeitenquoten ist bei einigen Agenturen drastischer ausgefallen, während andere Agenturen ihr Niveau gehalten haben. Mannheim und Waiblingen, die für deutlich mehr als 10 % ihres Leistungsempfängerbestandes im Jahre 2003 eine Sperrzeit ausgesprochen haben, liegen an der Spitze. Die meist süddeutschen Agenturen mit überdurchschnittlichen Sperrzeitenquoten zeichnen sich durch gute Arbeitsmarktbedingungen aus. Am unteren Ende befinden sich überwiegend Agenturen, die schlechtere Arbeitsmarktlagen aufweisen (z.B. Saarbrücken oder Goslar), wobei in den betreffenden Jahren jeweils erheblich weniger als 1 % des Leistungsempfängerbestandes gesperrt wurde. Diese stilisierten Fakten weisen bereits auf die Bedeutung regionaler Kontextfaktoren für die Höhe der Sperrzeitenquote hin. Neben der allgemeinen Verschärfung scheint es nicht zu einer Vereinheitlichung, sondern zu einer Ausdifferenzierung der Sperrzeitenpolitik zwischen den Agenturen gekommen zu sein.

Die Sperrzeitenquoten in *Ostdeutschland* liegen im Mittel deutlich unter denen Westdeutschlands (vgl. Abbildung 3), was vor allem mit der schlechteren Arbeitsmarktlage zu erklären ist. Auf eine leicht zunehmende Tendenz der Vorjahre folgt auch hier 2003 ein abrupter Anstieg, der die Steigerungsrate in den westdeutschen Agenturen prozentual noch übertrifft. Dies weist ebenfalls auf eine restriktivere Sperrzeitenpolitik der ostdeutschen Agenturen nach den ersten Hartz-Gesetzen hin, allerdings auch hier erst ab dem zweiten Quartal 2003. Im Jahre 2004 ist in Ostdeutschland gleichfalls ein leichter Rückgang zu verzeichnen. Auch hier verdoppelt sich – auf eine uneinheitliche Implementation der neuen Regelungen verweisend – die regionale Variation.

Abbildung 3: Sperrzeitenquoten* Nr. 2 (Arbeitsablehnung) in Prozent, 39 ostdeutsche Arbeitsagenturen, Quartale I/2000 bis IV/2004



Obere 10	Jahr	Untere 10	Jahr	
Dessau	2003	Berlin	2002	0,30
Halle	2003	Neubrand.	2002	0,29
Gotha	2003	Chemnitz	2001	0,29
Gera	2003	Dresden	2002	0,26
Merseburg	2003	Annaberg	2001	0,26
Jena	2003	Frankfurt	2002	0,23
Halle	2004	Wittenberg	2000	0,21
Gera	2004	Neubrand.	2000	0,17
Erfurt	2003	Halberstadt	2000	0,17
Magdeburg	2004	Pirna	2002	0,15

* Quartalsquoten auf Jahresquoten hochgerechnet.

Quellen: Geschäftsstatistik der BA; eigene Berechnungen.

Die Betrachtung der *Sperrzeitenquoten* getrennt nach den Leistungsarten *Arbeitslosengeld* (Alg) und *Arbeitslosenhilfe* (Alhi) ergibt, dass im Untersuchungszeitraum der Anteil Sanktionierter bei den Arbeitslosengeldempfängern in Westdeutschland knapp 1 Prozentpunkt über dem der Arbeitslosenhilfeempfänger lag (Alg: 3,5%, Alhi: 2,7%).¹⁶

¹⁶ Dagegen lagen in den 1990er Jahren die Sperrzeitenquoten der Arbeitslosenhilfebezieher durchgängig über denen der Arbeitslosengeldbezieher (vgl. Oschmiansky und Müller 2005: 107).

Für Alg-Empfänger ist ab dem zweiten Quartal 2003 mehr als eine Verdopplung des Niveaus und der regionalen Variation festzustellen. Bei den Alhi-Empfängern ist der Anstieg etwas geringer, wobei es im Laufe des Jahres 2003 ebenfalls fast zu einer Niveauverdopplung der Sperrzeitenquoten kommt. Allerdings geht das Niveau hier im Jahre 2004 deutlicher zurück. Dies ist möglicherweise damit zu erklären, dass mit dem Rundbrief 55/03 vor allem Einsparziele bei den Arbeitslosengeldempfängern verbunden waren, da nur diese den Haushalt der BA belasten. Jedoch hängen die Unterschiede auch mit der unterschiedlichen Zusammensetzung beider Leistungsempfängergruppen hinsichtlich individueller Merkmale und den damit verbunden verschiedenen Sanktionswahrscheinlichkeiten zusammen. Die regionalen Sperrzeitenquoten beider Leistungsarten sind für alle Untersuchungsjahre hoch korreliert ($r = 0,85$). Das bedeutet, dass in denjenigen Agenturen, in denen die Sperrzeitenquoten überdurchschnittlich ausfallen, dies in den meisten Fällen für beide Gruppen von Leistungsbeziehern gilt.

Im Rahmen der Fallstudien betonten die Mitarbeiter fast aller befragten Arbeitsagenturen, dass die allgemeine Zunahme der Sperrzeiten im Jahre 2003 sich vornehmlich auf den intensiveren Einsatz von Trainingsmaßnahmen gründete. Allerdings wird die Ablehnung einer Trainingsmaßnahme mit einer *Sperrzeit wegen Ablehnung eines Maßnahmeangebotes* (Nr. 3) sanktioniert. In Ost- wie Westdeutschland sind aber durchschnittlich keine Erhöhungen im Niveau und der regionalen Variation in der zweiten Hälfte des Jahres 2003 festzustellen: Das arithmetische Mittel verringerte sich in Westdeutschland von 0,64 % in 2003 auf 0,63 % in 2004 (in Ostdeutschland von 0,20 % auf 0,19 %). Die empirischen Ergebnisse auf Basis der Geschäftsstatistik stützen die These eines vermehrten Einsatzes von Trainingsmaßnahmen zu Sanktionszwecken also nicht. Folgende Zwischenergebnisse der deskriptiven Analyse sind festzuhalten:

- (1) Seit dem zweiten Quartal 2003 hat sich das Niveau der Sperrzeitenquoten in etwa verdoppelt. Im Jahre 2004 sinkt die Sperrzeitenquote, liegt aber über dem Ausgangsniveau. Die Sperrzeitenpolitik scheint mit den Reformen und geschäftspolitischen Vorgaben restriktiver geworden zu sein.
- (2) Die Entwicklung der Sperrzeiten verlief regional uneinheitlich. Die Arbeitsagenturen reagierten offensichtlich unterschiedlich auf die rechtlichen Reformen und die geschäftspolitischen Vorgaben.
- (3) Die Gruppe der Arbeitslosengeldempfänger war von der Verschärfung der Sanktionspolitik stärker betroffen als die der Arbeitslosenhilfebezieher.
- (4) Die regionalen Unterschiede verweisen sowohl auf den Einfluss regionaler Kontextbedingungen als auch auf unterschiedliche regionale Sperrzeitenpolitiken der Arbeitsagenturen.

4.2 Multivariate Analysen zur Implementation von Sperrzeiten

Im theoretischen Modell zur Implementation der Sperrzeitenpolitik (vgl. Abschnitt 2.1) haben wir vier Ebenen unterschieden (vgl. Tabelle 1). Mittels linearer Panelregressionen wird dieses Modell empirisch getestet und der Einfluss einzelner Faktoren auf die Sperrzeitenquote nach Ablehnung eines Jobangebotes überprüft (vgl. Tabellen 4 und 5). Da die Sperrzeitenquote zwischen 0 und 100 normiert ist, erfüllt die im empirischen Modell als abhängige Variable verwendete logarithmierte Sperrzeitenquote in höherem Maße die Normalverteilungsannahme und ermöglicht eine bessere Modellanpassung.

Tabelle 4 Geschätzter Einfluss von ausgewählten Umweltfaktoren auf die Sperrzeitenquoten nach Nr. 2 (Arbeitsablehnung), 141 westdeutsche Arbeitsagenturen, Panelregressionen, Quartale I/2000 bis IV/2004

Variable	(I) BE-Modell (Between Effects)		(II) RE-Modell (Random Effects)		(III) FE-Modell (Fixed Effects)	
	Koeffizient	Std.fehler	Koeffizient	Std.fehler	Koeffizient ²	Std.fehler ¹
Arbeitslosenquote	-0,0340	0,0390	-0,1180***	0,0168	-0,1691***	0,0213
Arbeitslosigkeitsdauer (Log)	-0,5594	0,6155	-0,6213***	0,1441	-0,5287***	0,1543
Arbeitslose/offene Stellen	-0,0025	0,0026	0,0018***	0,0005	0,0024***	0,0006
Anteil Alg-Empfänger	-0,0094	0,0125	-0,0172***	0,0039	-0,0148***	0,0051
Beschäftigungswachstum	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Anteil Dienstleistungssektor			0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Einwohnerdichte			0,0000	0,0001		
Saisonindikator			0,0034	0,0032		
Einstellung Sperrzeitenpolitik ³	0,2442	0,0879	0,1841**	0,0795		
Personalressourcen	-0,0004	0,0011	-0,0011***	0,0003	-0,0010**	0,011
Größe zweiter Arbeitsmarkt	0,0716	0,0700	-0,0021	0,0112	-0,0117	0,018
Anteil Ausländer	0,0374***	0,0106	0,0139**	0,0071	0,0386**	0,006
Anteil Frauen	0,0024	0,0146	-0,0139**	0,0056	-0,0193***	0,011
Anteil ohne Ausbildung	-0,0371***	0,0110	-0,0134*	0,0069	-0,0148	0,010
Anteil Jüngere	0,0316	0,0376	-0,0349***	0,0096	-0,0404***	0,007
Anteil Ältere	0,0330*	0,0197	0,0137**	0,0054	0,0096	0,055
Jahresquartalsdummy 2000_3			0,2742***	0,0534	0,3078***	0,053
Jahresquartalsdummy 2000_4			0,2782***	0,0521	0,2753***	0,057
Jahresquartalsdummy 2001_1			0,2225***	0,0568	0,2195***	0,051
Jahresquartalsdummy 2001_2			0,2238***	0,0510	0,1938***	0,062
Jahresquartalsdummy 2001_3			0,5257***	0,0594	0,5242***	0,063
Jahresquartalsdummy 2001_4			0,5015***	0,0618	0,4674***	0,072
Jahresquartalsdummy 2002_1			0,2548***	0,0710	0,2354***	0,068
Jahresquartalsdummy 2002_2			0,4802***	0,0660	0,4398***	0,078
Jahresquartalsdummy 2002_3			0,7336***	0,0742	0,7279***	0,080
Jahresquartalsdummy 2002_4			0,7579***	0,0769	0,7266***	0,090
Jahresquartalsdummy 2003_1			0,9585***	0,0857	0,9794***	0,083
Jahresquartalsdummy 2003_2			1,4867***	0,0780	1,4800***	0,094
Jahresquartalsdummy 2003_3			1,7362***	0,0851	1,7623***	0,091
Jahresquartalsdummy 2003_4			1,5441***	0,0849	1,5352***	0,100
Jahresquartalsdummy 2004_1			1,2941***	0,0920	1,3168***	0,093
Jahresquartalsdummy 2004_2			1,2449***	0,0842	1,2540***	0,102
Jahresquartalsdummy 2004_3			1,2041***	0,0899	1,2554***	0,099
Jahresquartalsdummy 2004_4			0,9278***	0,0885	0,9680***	0,937
Konstante	1,9121	2,2257	3,9325***	0,7198	4,0754***	0,000
R-Quadrat ⁴		0,3542		0,4641		0,7356
Beobachtungen		2.665		2.665		2.665

Anmerkungen:

1 Koeffizienten der agenturspezifischen Dummies nicht berichtet.

2 White/Huber-robuste Standardfehler.

3 Separates Modell inklusive Implementationsvariable mit reduzierter Fallzahl (27 Agenturen).

4 BE-Modell: „R-Quadrat between“, RE-Modell: „R-Quadrat overall“, FE-Modell: R-Quadrat aus LSDV-Spezifikation.

* Koeffizient signifikant zum Niveau von 10 %; ** Koeffizient signifikant zum Niveau von 5 %; *** Koeffizient ist signifikant zum Niveau von 1 %.

Quellen: Geschäftsstatistik der BA; eigene Berechnungen.

Tabelle 5 Geschätzter Einfluss von ausgewählten Umweltfaktoren auf die Sperrzeitenquoten nach Nr. 2 (Arbeitsablehnung), 39 ostdeutsche Arbeitsagenturen, Panelregressionen, Quartale I/2000 bis IV/2004

Variable	(I) BE-Modell (Between Effects)		(II) RE-Modell (Random Effects)		(III) FE-Modell (Fixed Effects)	
	Koeffizient	Std.fehler	Koeffizient	Std.fehler	Koeffizient ¹	Std.fehler ²
Arbeitslosenquote	-0,0340	0,0390	-0,0115	0,0213	-0,0265	0,0299
Arbeitslosigkeitsdauer (Log)	-0,5594	0,6155	-2,3418***	0,3547	-2,1123***	0,3700
Arbeitslose/offene Stellen	-0,0025	0,0026	0,0037	0,0027	0,0044	0,0028
Anteil Alg-Empfänger	-0,0094	0,0125	-0,0048	0,0116	-0,0032	0,0126
Beschäftigungswachstum	0,0000	0,0000	-0,0179	0,0161	-0,0142	0,0166
Anteil Dienstleistungssektor			0,0151	0,0138	0,0242	0,0350
Einwohnerdichte			0,0000	0,0003		
Saisonindikator			-0,0155	0,0127		
Einstellung Sperrzeitenpolitik ³	-0,0343	0,2482	0,1156	0,1682		
Personalressourcen	-0,0004	0,0011	-0,0002	0,0006	0,0008	0,0007
Größe zweiter Arbeitsmarkt	0,0716	0,0700	-0,0175***	0,0055	-0,0178***	0,0058
Anteil Ausländer	0,0374	0,0106	0,0590	0,0835	0,0244	0,1176
Anteil Frauen	0,0024	0,0146	0,0584***	0,0188	0,0558**	0,0220
Anteil ohne Ausbildung	-0,0371	0,0110	0,0113	0,0205	0,0444	0,0447
Anteil Jüngere	0,0316	0,0376	-0,1377***	0,0290	-0,1544***	0,0344
Anteil Ältere	0,0330	0,0197	-0,0342**	0,0160	-0,0355*	0,0204
Jahresquartalsdummy 2000_3			0,4286***	0,1380	0,4610***	0,1444
Jahresquartalsdummy 2000_4			0,2159*	0,1247	0,2666*	0,1368
Jahresquartalsdummy 2001_1			0,0437	0,1518	0,1462	0,1682
Jahresquartalsdummy 2001_2			-0,0375	0,1201	0,0127	0,1301
Jahresquartalsdummy 2001_3			0,4992***	0,1501	0,5661***	0,1653
Jahresquartalsdummy 2001_4			0,5287***	0,1519	0,5855***	0,1712
Jahresquartalsdummy 2002_1			0,3497*	0,2053	0,5195**	0,2341
Jahresquartalsdummy 2002_2			0,3947**	0,1883	0,5372**	0,2151
Jahresquartalsdummy 2002_3			0,8453***	0,2039	1,0135***	0,2390
Jahresquartalsdummy 2002_4			0,7313***	0,2110	0,8947***	0,2533
Jahresquartalsdummy 2003_1			1,1210***	0,2659	1,3814***	0,3165
Jahresquartalsdummy 2003_2			1,8989***	0,2561	2,1107***	0,3042
Jahresquartalsdummy 2003_3			2,2506***	0,2743	2,4950***	0,3350
Jahresquartalsdummy 2003_4			1,8356***	0,2790	2,0657***	0,3380
Jahresquartalsdummy 2004_1			1,6857***	0,3046	1,9915***	0,3664
Jahresquartalsdummy 2004_2			1,5674***	0,2903	1,8381***	0,3491
Jahresquartalsdummy 2004_3			1,6131***	0,2991	1,9225***	0,3710
Jahresquartalsdummy 2004_4			1,1863***	0,3022	1,5030***	0,3745
Konstante	1,9121	2,2257	4,6717*	2,6840	2,3360	3,8104
R-Quadrat ⁴		0,3542		0,7216		0,8290
Beobachtungen		646		646		646

Anmerkungen:

1 Koeffizienten der agenturspezifischen Dummies nicht berichtet.

2 White/Huber-robuste Standardfehler.

3 Separates Modell inklusive Implementationsvariable mit reduzierter Fallzahl (27 Agenturen).

4 BE-Modell: „R-Quadrat between“, RE-Modell: „R-Quadrat overall“, FE-Modell: R-Quadrat aus LSDV-Spezifikation.

* Koeffizient signifikant zum Niveau von 10 %; ** Koeffizient signifikant zum Niveau von 5 %; *** Koeffizient ist signifikant zum Niveau von 1 %.

Quellen: Geschäftsstatistik der BA; eigene Berechnungen.

Im Zeitraum 2000 bis 2004 erklären die regionalen Arbeitsmarkt- und Strukturvariablen für Westdeutschland nur begrenzt die Variation der Sperrzeitenquoten ($R^2 = 0,46$; vgl. RE-Modell in Tabelle 4). Im Umkehrschluss ist etwa die Hälfte der Variation auf die Unterschiede in der regionalen Sanktionspolitik und weitere nicht beobachtete Faktoren zurückzuführen. Dies ist mit den theoretischen Überlegungen konsistent, da erwartet wurde, dass im Modell nicht abzubildende Faktoren bei den Sperrzeitenquoten eine wichtige Rolle spielen. Indirekt ist somit auf eine größere Bedeutung der regionalen *Sanktionspolitik* zu schließen. Die Koeffizienten der erklärenden Variablen unterscheiden sich zwischen den Modellvarianten, wobei die Ergebnisse des FE-Modells deutlicher von den beiden anderen Spezifikationen abweichen. Die Koeffizienten haben zum Teil ein anderes Vorzeichen; einige Variablen sind nicht mehr signifikant. Die Unterschiede legen nahe, dass nicht beobachtete Regionalfaktoren die Ergebnisse beeinflussen, weshalb nachfolgend vor allem das FE-Modell bezüglich der Wirkung verschiedener Kovariaten kausal interpretiert wird.

Der Vergleich mit den Schätzungen für *Ostdeutschland* zeigt, dass der Anteil der erklärten Varianz hier deutlich höher ausfällt ($R^2 = 0,72$; vgl. RE-Modell in Tabelle 5). Alles in allem lassen sich in Ostdeutschland die regionalen Sperrzeitenquoten also deutlich besser durch verschiedene Kontextvariablen erklären. Die Bedeutung unbeobachteter Faktoren – darunter zentral die regionale Sperrzeitenpolitik – scheint somit erheblich geringer zu sein.

Die nachfolgende detaillierte Diskussion der Modellergebnisse orientiert sich an den aus der theoretischen Analyse abgeleiteten Hypothesen (vgl. Abschnitt 2.1.4).

4.3 Der Einfluss regionaler Kontextfaktoren

Entsprechend dem theoretischen Implementationsmodell zur Aussprache von Sperrzeiten üben verschiedene regionale Kontextfaktoren einen Einfluss auf die Verhängung von Sanktionen aus (Modell-Ebene 2, vgl. Abbildung 1 oben). Hieraus leiteten wir in der *zweiten Hypothese* (vgl. Abschnitt 2.1.4) den Zusammenhang verschiedener Einflussgrößen mit der Sperrzeitenquote ab, die mit Hilfe des multivariaten empirischen Modells getestet werden können.

Dem theoretischen Modell zufolge sollte zwischen dem Niveau bzw. der durchschnittlichen Dauer der Arbeitslosigkeit und der Höhe der Sperrzeitenquote ein negativer Zusammenhang bestehen. Für Westdeutschland ergibt sich ein signifikant negativer Koeffizient sowohl für die *Arbeitslosenquote* als auch für die *Arbeitslosigkeitsdauer* (vgl. FE-Modell in Tabelle 4). Allgemein gilt, dass schlechte Arbeitsmarktbedingungen *ceteris paribus* mit verhältnismäßig niedrigeren Sperrzeitenquoten einhergehen. Bei einer Erhöhung der Arbeitslosigkeit um 1 Prozentpunkt fällt die Sperrzeitenquote um knapp 0,2 %. Die Zusammenhänge gelten qualitativ ebenfalls für Ostdeutschland (vgl. FE-Modell in Tabelle 5); allerdings ist die Arbeitslosenquote nicht statistisch signifikant, was mit dem hier gleichmäßig hohen Arbeitslosigkeitsniveau zu erklären ist. Die durchschnittliche Arbeitslosigkeitsdauer in Wochen steht ebenfalls in einer negativen Beziehung zu den Sperrzeitenquoten. Obwohl die Arbeitslosigkeitsdauer mit dem Arbeitslosigkeitsniveau positiv korreliert, bildet sie zusätzlich die Dynamik regionaler Arbeitsmärkte über die Umschlaggeschwindigkeit der Arbeitslosigkeit ab. Das negative Vorzeichen besagt, dass in statischen Arbeitsmärkten bzw. bei einer Klientel mit länge-

ren Arbeitslosigkeitsperioden die Sperrzeitenquoten geringer ausfallen, wenn das Arbeitslosigkeitsniveau konstant gehalten wird.¹⁷

Hypothese 2 impliziert zudem einen positiven Zusammenhang zwischen der Arbeitsnachfrage – dem regionalen Angebot an offenen Stellen (auf dem ersten und zweiten Arbeitsmarkt) – und den Sperrzeitenquoten. Mit steigendem Stellenangebot bestehen mehr Möglichkeiten zur Sanktionierung. Die Variablen zur *Arbeitsnachfrage* im empirischen Modell erfüllen diese Erwartungen: Der signifikant positive Koeffizient der Relation gemeldeter Stellen und Arbeitsloser für Westdeutschland bedeutet, dass die Sperrzeitenquoten umso höher ausfallen, je mehr Stellen bei den Arbeitsagenturen gemeldet sind (vgl. FE-Modell in Tabelle 4). Dieser Zusammenhang ist für Ostdeutschland knapp nicht signifikant (vgl. FE-Modell in Tabelle 5). Die Variablen zur Beschäftigungsstruktur und -dynamik haben zwar das erwartete positive Vorzeichen, sind allerdings nicht statistisch signifikant und scheinen für die Aussprache von Sperrzeiten von untergeordneter Bedeutung zu sein.¹⁸

Die Hypothese 2 beinhaltet ebenfalls eine Aussage zum positiven Zusammenhang zwischen der Aussprache von Sperrzeiten und der *Größe des zweiten Arbeitsmarktes*. Diese Variable ist im theoretischen Modell der dritten Ebene zugeordnet (vgl. Abbildung 1), da sie von der Arbeitsagentur endogen über die Finanzierung von ABM bzw. SAM beeinflusst wird. Bei dieser Entscheidung werden das regionale Stellenangebot auf dem ersten Arbeitsmarkt und damit die allgemeine Arbeitsmarktlage einbezogen. Arbeitsbeschaffungsmaßnahmen (neuerdings auch PSA-Stellen) werden von den Agenturen zur Überprüfung der Motivation und Verfügbarkeit verwendet. Je größer der Anteil des sekundären Arbeitsmarktes ist, desto mehr Sanktionsgelegenheiten stehen zur Verfügung. Für Westdeutschland ist in der Betrachtung der Niveaugrößen der Koeffizient statistisch signifikant mit dem erwarteten positiven Vorzeichen (vgl. BE- und RE-Modell in Tabelle 4); insofern scheint sich die Hypothese zu bestätigen. Allerdings wird der Koeffizient im FE-Modell insignifikant. Für Ostdeutschland kehrt sich das Vorzeichen um (vgl. Tabelle 5). Dies ist damit zu erklären, dass der zweite Arbeitsmarkt hier mit der allgemeinen Arbeitsmarktlage korreliert ist (in Westdeutschland besteht dieser Zusammenhang nicht). Die ABM-Stellen dienen in diesen Regionen mit besonders großen Problemen bei der Arbeitsnachfrage ausschließlich zum Beschäftigungsersatz; Leistungsempfänger werden dort generell seltener gesperrt. Demzufolge ist auch dieses empirische Ergebnis mit dem theoretischen Modell vereinbar.

Unter den *Strukturvariablen* des Arbeitslosenbestandes (Proxys für die Struktur der Leistungsempfänger) sind für Westdeutschland die Anteile der ausländischen, der weiblichen sowie der jüngeren (< 25 Jahre) Arbeitslosen statistisch signifikant (FE-Mo-

¹⁷ Bei längerer durchschnittlicher Arbeitslosigkeitsdauer werden bei konstantem Bestand weniger Zu- und Abgänge realisiert. Die Log-Spezifikation erzielt eine höhere Erklärungskraft: Der Anstieg der durchschnittlichen Arbeitslosigkeitsdauer um 1 % bedeutet eine Verringerung der Sperrzeitenquote um knapp 0,37 Prozentpunkte im Westen (vgl. FE-Modell in Tabelle 4).

¹⁸ Weitere regionale Kontextvariablen wie die Einwohnerdichte bzw. die Saisonstruktur entfallen aus den FE-Modellen, da hierfür nur Werte für ein einzelnes Jahr zu Verfügung standen. Sie sind auch in den RE-Modellen in Ost wie West nicht signifikant und scheinen für die Aussprache von Sperrzeiten keine zusätzliche Erklärungskraft zu besitzen. Der Anteil der Arbeitslosengeldempfänger ist in Westdeutschland signifikant mit negativem Vorzeichen (vgl. FE-Modell in Tabelle 4), woraus jedoch nicht auf eine individuell niedrigere Sanktionierungswahrscheinlichkeit für Alg-Bezieher geschlossen werden darf.

dell in Tabelle 4). In Ostdeutschland gilt dies für den Anteil der Frauen, der Jüngeren (< 25 Jahre) sowie der Älteren (> 50 Jahre) unter den Arbeitslosen (FE-Modell in Tabelle 5). Eine inhaltliche Interpretation ist problematisch, da die Strukturmerkmale nichts über individuelle Wahrscheinlichkeiten für eine Sanktionierung aussagen. Sie kontrollieren in der Regression lediglich für die Zusammensetzung des Arbeitslosenbestandes.

4.4 Ressourcenlage und die Aussprache von Sperrzeiten

Die *Hypothese 3* (vgl. Abschnitt 2.1.4) thematisiert den Zusammenhang zwischen der Ressourcenlage der Agenturen und der Aussprache von Sperrzeiten. In den qualitativen Untersuchungen in den Agenturen wurde stets betont, dass die Verhängung von Sperrzeiten mit beträchtlichem Arbeitsaufwand verbunden ist, um die Sanktion rechtlich abzusichern. Deshalb wird erwartet, dass die Personalausstattung der Agenturen ihren Spielraum beeinflusst, Sanktionen zu verhängen: Je schlechter das Verhältnis Arbeitslose zu Vermittlern und Beratern in einem Agenturbezirk ist, desto niedriger sollte die Sperrzeitenquote ausfallen. Da uns Informationen über die faktische Stellenbesetzung nicht für den gesamten Untersuchungszeitraum vorliegen, nutzen wir Plan-Daten der Personalabteilung der BA zu Arbeitsberatern und Vermittlern; in diesen sind beispielsweise befristete Beschäftigte nicht enthalten.

Die Ergebnisse für Westdeutschland bestätigen den erwarteten Zusammenhang. Je mehr Arbeitslose auf einen Vermittler bzw. Berater kommen, desto weniger Sperrzeiten werden ausgesprochen. Der negative Koeffizient ist statistisch signifikant auf dem 5%-Niveau (vgl. FE-Modell in Tabelle 4). Für Ostdeutschland ist die Variable zur Personalausstattung statistisch nicht signifikant (vgl. Tabelle 5). Bei der Interpretation sind die Einschränkungen der Personaldaten zu beachten. Darüber hinaus ist die Variable zum Betreuungsschlüssel zum Teil hoch mit denen zu Arbeitslosigkeitsniveau und -dauer positiv korreliert. Das hängt damit zusammen, dass bei der Personalzuteilung zwar die allgemeine Arbeitsmarktlage berücksichtigt wird, aber dennoch erhebliche regionale Unterschiede in den Betreuungsrelationen verbleiben.

Bislang wurden mit Hilfe des empirischen Modells exogene (regionaler Arbeitsmarktkontext) wie auch endogene (Personalausstattung der Agenturen) Einflussgrößen untersucht, die den Spielraum bei der Implementation der Sperrzeitenpolitik einschränken. Die folgenden Abschnitte 4.5 und 4.6 richten den Fokus auf die hier in erster Linie interessierenden Wirkungen der Hartz-Reformen auf die Implementation von Sperrzeiten, wenn gleichzeitig die diskutierten Faktoren kontrolliert werden.

4.5 Striktere Sperrzeitenpolitik infolge des ersten Hartz-Gesetzes

Die deskriptiven Ergebnisse lieferten bereits Evidenz für die *Hypothese 1* (vgl. Abschnitt 2.1.4), dass die Erhöhung der Sperrzeitenquoten von den geänderten Regelungen zu Zumutbarkeit und Sperrzeiten sowie durch eine Änderung der Geschäftspolitik (Rundbrief 55/03) der BA beeinflusst wurden. Dieser Zusammenhang wird im Rahmen der multivariaten Analyse einer rigoroseren Prüfung unterzogen, da das empirische Modell andere Faktoren konstant hält (Abschnitt 4.5.1). Ferner ziehen wir die Ergebnisse der Agenturbefragung sowie der qualitativen Fallstudien zur Interpretation heran, sodass einzelne Erklärungsfaktoren differenziert behandelt werden können (Abschnitt 4.5.2).

4.5.1 Evidenz aus der multivariaten Analyse

Der Einfluss der rechtlichen Reformen sowie zentraler geschäftspolitischer Vorgaben, die in der theoretischen Analyse die erste Modell-Ebene bildeten, wird im empirischen Modell durch Zeitdummies approximiert. Diese Dummyvariablen messen die Niveauänderungen im Zeitverlauf in den Sperrzeitenquoten im Vergleich zu den Basisquartalen I/2000 bzw. II/2000. Die in den deskriptiven Analysen beobachtete steigende Tendenz im Niveau der Sperrzeiten wegen Arbeitsablehnung bleibt auch unter Kontrolle der exogenen Faktoren erhalten. Die Dummyvariablen für die Jahresquartale sind für *Westdeutschland* signifikant mit positiven Vorzeichen. Das bedeutet, das Niveau der Sperrzeitenquoten ist im Vergleich zu den Basisquartalen zu Beginn des Jahres 2000 gestiegen. In den Koeffizienten zeigt sich mit Beginn des Jahres 2003 – verstärkt ab dem zweiten Quartal – ein deutlicher Anstieg, der sich auch im Jahre 2004 fortsetzt (vgl. FE-Modell in Tabelle 4). Das bedeutet, dass unter Kontrolle verschiedener regionaler Einflüsse die Aussprache von Sperrzeiten im Allgemeinen deutlich ausgeweitet wurde. Auch in *Ostdeutschland* wurde – gemessen an den Sperrzeitenquoten – die Sanktionspolitik seit Anfang 2003 generell verschärft, wie an den Koeffizienten der Zeitdummies abzulesen ist. Das Muster ist mit dem für Westdeutschland vergleichbar: Der stärkste Anstieg erfolgt ab dem zweiten Quartal 2003.

Aus theoretischer Sicht könnten sowohl Veränderungen im makroökonomischen Umfeld, Faktoren auf der individuellen Ebene als auch die sanktionspolitische Ebene für den Zeittrend in den Sperrzeitenquoten verantwortlich sein. Die in den Jahren 2003 und 2004 stagnierende Konjunktur müsste jedoch gerade in die andere Richtung weisen. Auf der individuellen Ebene sollte die Entwicklung im Kontext der persistent hohen Niveaus der Arbeitslosigkeit ebenfalls in die entgegengesetzte Richtung gehen. Leistungsempfänger werden weniger Jobangebote der Agenturen ablehnen, was sich negativ auf die Sperrzeitenquoten auswirken müsste.

Der Anstieg kann demzufolge plausibel mit einer *rigideren Sanktionspolitik* infolge des ersten Hartz-Gesetzes erklärt werden. Am deutlichsten ist der Effekt ab dem zweiten Quartal des Jahres 2003. Dies könnte zum einen daran liegen, dass die Umsetzung der Neuregelungen im Sperrzeitenrecht nicht ad hoc funktionierte, sondern mit Verzögerung einsetzte. Zum anderen könnten die Sperrzeitenquoten zusätzlich durch den seit dem zweiten Quartal 2003 „wirkenden“ *Rundbrief 55/03*, also eine von der BA-Zentrale ausgehende *veränderte Geschäftspolitik*, beeinflusst worden sein, zumal diese Maßnahmen von Beginn an seitens einiger Regionaldirektionen (vormals Landesarbeitsämter) strikt kontrolliert wurden. Für diese Interpretation spricht weiterhin, dass die Koeffizienten der Zeitdummies für das Jahr 2004 eine abnehmende Tendenz aufweisen, wobei sie größer sind als die Koeffizienten für das Jahr 2002 und hochsignifikant bleiben. Demzufolge ist der Effekt des Rundbriefes auf das Jahr 2003 begrenzt, während ein allgemeiner Reformeffekt im Niveau der Sperrzeiten im Jahre 2004 fortbesteht.

4.5.2 Evidenz aus der schriftlichen Agenturbefragung und den Fallstudien

Inwiefern sind die Ergebnisse der multivariaten Analysen mit den Antworten der Agenturen aus der schriftlichen Befragung konsistent? Generell wird die Androhung und Verhängung von Sperrzeiten von über der Hälfte der befragten Agenturen als Aktivierungsinstrument häufig oder fast immer eingesetzt; 60 % sehen die aktivierende Wirkung als eher oder sehr wirksam an. Tabelle 6 macht deutlich, dass die Mehrzahl der

Agenturen (83 von 154 Antworten) nach eigener Einschätzung nach den Reformen 2003 mehr Sperrzeiten angedroht bzw. verhängt hat. Die Reformen schlagen sich demnach in der Sperrzeitenpolitik nieder. Andererseits gibt eine Gruppe von 67 Agenturen an, Sperrzeiten nach den Reformen nicht häufiger verhängt zu haben als vorher. Dies bedeutet, dass die Reformen (bewusst) nicht einheitlich umgesetzt wurden. Daraus folgt eine *gestiegene regionale Heterogenität* zwischen den Agenturen infolge der differenzierten Umsetzung der Reformen (vgl. dazu auch Abschnitt 4.6.2 unten).

Tabelle 6 Agenturbefragung: Geschäftspolitischer Einsatz von Sperrzeiten – Androhung/Verhängung wird seit den Hartz-Reformen strenger und konsequenter gehandhabt

Variable	Häufigkeit	Prozent	Valide Prozent
Trifft gar nicht zu	3	1,7	1,9
Trifft eher nicht zu	64	35,6	41,6
Trifft eher zu	73	40,6	47,4
Trifft voll und ganz zu	10	5,6	6,5
Weiß nicht	4	2,2	2,6
Gesamt	154	85,6	100,0

Missings: 26; Gesamtzahl befragter Agenturen: 180.

Quellen: Agenturbefragung; eigene Berechnungen.

Welche Gründe sind im Einzelnen für die Veränderungen in der Sperrzeitenpolitik seit Beginn der Reformen verantwortlich? Bei der Agenturbefragung wurde zwischen der Androhung mit bzw. der Aussprache von Sperrzeiten unterschieden. Generell fällt auf, dass keiner der gesetzlichen Änderungen (wie auch dem Rundbrief 55/03) eine überragende Bedeutung für die Zunahme von ausgesprochenen Sperrzeiten eingeräumt wird. Bei allen Gründen dominiert die Einschätzung, dass die Aussprache von Sperrzeiten konstant geblieben ist (vgl. Tabelle 7). Im Vergleich der Ursachen werden die neue Zumutbarkeit und Differenzierung der Sperrzeitendauer am häufigsten genannt.

Tabelle 7 Agenturbefragung: Ursachen für geänderte Sperrzeitenpolitik – Androhung (Andr.) bzw. Aussprache (Auss.) von Sperrzeiten

	Abnahme		Konstanz		Zunahme		Antworten
	Andr.	Auss.	Andr.	Auss.	Andr.	Auss.	
Neue Zumutbarkeit 01.01.2003	5	15	89	85	52	44	154
Umkehr der Beweislast	2	6	109	102	32	34	154
Differenzierte Sperrzeitendauer	4	6	88	86	50	49	154
Umsetzung Rundbrief 55/03	7	12	89	90	42	37	154

Missings: 26; Gesamtzahl befragter Agenturen: 180.

Quellen: Agenturbefragung; eigene Berechnungen.

In den qualitativen Interviews betonten die Agenturmitarbeiter insbesondere die Bedeutung des *Rundbriefs 55/03*. Die Sperrzeitenquoten stiegen in jenen Agenturen überproportional, in denen die Führungskräfte erklärten, den Rundbrief konsequent umgesetzt zu haben. In den Fallstudien wurde durchgängig bestätigt, dass das insgesamt gestiegene Niveau in erster Linie auf einer konsequenteren Auswertung der „Vermittlungsvorschläge-Rückläufe“ (Umsetzung des Rundbriefs) beruht. Hinzu kamen Tests der Ar-

beitsbereitschaft auf Basis von ABM- und zum Teil PSA-Stellen.¹⁹ Bei Letzteren zeigen sich aber unterschiedliche Akzentsetzungen in den Agenturen. Während einige Agenturen die PSA als regulären Arbeitgeber betrachten, nutzen andere Agenturen die PSA systematisch zum Test der Arbeitsbereitschaft.

Durch die *Differenzierung der Sperrzeitendauer* im ersten Hartz-Gesetz sollte die aktivierende Wirkung von Sperrzeiten verstärkt werden. Wie bewerteten Mitarbeiter der mittels Fallstudien analysierten Agenturen die aktivierende Wirkung sowie die anvisierte höhere Transparenz und bessere Handhabung der differenzierten Sperrzeitenregelung? Im Allgemeinen wurde der gestuften Dauer von Sperrzeiten eine geringe Bedeutung beigemessen. Die in der Gesetzesbegründung intendierte höhere Akzeptanz der Sanktionsinstrumente wird in der Praxis nicht bestätigt. Allerdings wird unter Gerechtigkeitsaspekten die zeitliche Staffelung der Sperrzeiten als Gewinn betrachtet.

Die Bedeutung der angestrebten deutlichen *Vereinfachung* in der Handhabung von Sanktionen sowie die größere *Transparenz* für Anwender und Leistungsberechtigte werden überwiegend als gering erachtet. Es wird beispielsweise darauf hingewiesen, dass allein die Durchführungsanweisung zum Sperrzeitenparagrafen (§ 144 SGB III) 34 Seiten umfasst. Während Mitarbeiter einiger Agenturen die Neuregelung als komplizierter einschätzen, sehen Mitarbeiter anderer Agenturen in den Abstufungen eine Arbeitserleichterung für die Leistungsabteilung. In der schriftlichen Befragung aller Agenturen beurteilt jedoch nicht einmal ein Viertel der Befragten den Sperrzeitenparagrafen durch die Neuregelung als „vereinfacht“ und „transparenter“.

Neben der differenzierten Sperrzeitenregel bestand eine der wesentlichen Reformen im Sperrzeitenrecht in der *Umkehr der Beweislast*. Gerade hier war mit der Neuregelung die Hoffnung verbunden, den Agenturen die Tatbestandsermittlung und die Aussprache von Sperrzeiten zu erleichtern. Die schriftliche Befragung zeigt, dass etwa eine gleiche Anzahl an Agenturen durch die Umkehr der Beweislast eine Erleichterung im operativen Prozess der Tatbestandsermittlung und Sanktionierung bzw. keine Änderung durch die Neuregelung sieht. Dieses Bild wurde auch durch die Fallstudien bestätigt.²⁰

4.6 Regionale Heterogenität der Sperrzeitenpolitik

Laut *Hypothese 4* (vgl. Abschnitt 2.1.4) ist zu erwarten, dass sich die Sanktionspolitik zwischen den Arbeitsagenturen unterscheidet. Insofern müssten sich Agenturen mit einer vergleichsweise strengen bzw. milden Sperrzeitenpolitik identifizieren lassen. In der Diskussion der deskriptiven Ergebnisse deuteten sich die regionalen Unterschiede in den Sperrzeitenquoten bereits an. Bleiben diese regionalen Unterschiede in der Sperrzeitenpolitik auch unter Kontrolle der bereits untersuchten exogenen und endogenen Faktoren bestehen und kann demzufolge von regional differenzierten Sperrzeitenpoliti-

¹⁹ Leider lässt das Datenmaterial keine Rückschlüsse darüber zu, ob Sperrzeiten nach Nr. 2 wegen Ablehnung einer ABM, PSA oder einer regulären Stelle auf dem ersten Markt verhängt wurden.

²⁰ Bereits vor der Neuregelung musste der Arbeitslose die in seiner Sphäre liegenden Tatsachen, die einen wichtigen Grund darstellen können, nachweisen (vgl. z.B. BSG SozR 3-4100 § 119 Nr. 7). Erfahrungen aus der Praxis bei Klageverfahren sind noch nicht vorhanden; da diese oft sehr lange dauern (bis zu vier Jahre), wird bei Gerichtsverfahren noch das alte Recht angewandt.

ken gesprochen werden (Abschnitt 4.6.1)? Wie hat sich die Heterogenität im Zuge des ersten Hartz-Gesetzes verändert (Abschnitt 4.6.2)?

4.6.1 Regionale Unterschiede in der Sperrzeitenpolitik

Die multivariate Analyse lieferte Anhaltspunkte dafür, dass – unter Kontrolle der beobachteten erklärenden Variablen – regionale Unterschiede in den Sperrzeitenquoten bestehen bleiben: Die Variation in den Sperrzeitenquoten kann (einschließlich fixer Regional- und Zeiteffekte) in Westdeutschland zu knapp 75 % und in Ostdeutschland zu gut 80 % durch exogene und endogene Variablen erklärt werden (vgl. FE-Modelle in den Tabellen 4 und 5). Die verbleibende, zwischen 20 und 25 % liegende, nicht erklärte Streuung wird potenziell durch die regionale Sperrzeitenpolitik und andere unbeobachtete Faktoren erklärt.

Im Zuge der schriftlichen Agenturbefragung wurde ebenfalls allgemein nach dem Verhalten der Arbeitsagenturen im Hinblick auf die Aussprache von Sperrzeiten – über einen längerfristigen Zeitraum unabhängig von den Hartz-Reformen – gefragt. Es zeigt sich, dass sich die Einstellungen zwischen den Agenturen unterscheiden (vgl. Tabelle 8): Die klare Mehrheit der Agenturen hat Sperrzeiten schon über einen längeren Zeitraum konsequent verhängt.

Dennoch gibt es 34 Agenturen, in denen der Aussprache von Sperrzeiten in der Vergangenheit offensichtlich nur geringe Bedeutung zukam. Dies kann als Hinweis dafür gewertet werden, dass über einen längeren Zeitraum hinweg bezüglich der Anwendung von Sperrzeiten regionale Unterschiede in der Sanktionsintensität, mithin die vermuteten Unterschiede in der Sperrzeitenpolitik tatsächlich existieren.

Tabelle 8 Agenturbefragung: Geschäftspolitischer Einsatz von Sperrzeiten – Androhung seit vielen Jahren konsequent praktiziert

Variable	Häufigkeit	Prozent	Valide Prozent
Trifft gar nicht zu	0	0,0	0,0
Trifft eher nicht zu	34	18,9	22,1
Trifft eher zu	87	48,3	56,5
Trifft voll und ganz zu	30	16,7	19,5
Keine Angabe	2	1,1	1,3
Weiß nicht	1	0,6	0,6
Gesamt	154	85,6	100,0

Missings: 26; Gesamtzahl befragter Agenturen: 180.

Quellen: Agenturbefragung; eigene Berechnungen.

Um die Konsistenz der von den Agenturen angegebenen Sanktionsintensität mit der tatsächlichen Aussprache von Sperrzeiten unter Kontrolle regionaler Kovariaten zu testen, wurde dieser Indikator aus der Agenturbefragung als Implementationsvariable²¹ in das empirische Modell integriert. Da nicht alle Agenturen in der schriftlichen Befragung

²¹ Zu diesem Zweck wurde die Variable in eine Dummyvariable rekodiert, wobei die Antworten „Trifft eher zu“ und „Trifft voll und ganz zu“ zu einer Kategorie „Nutzung der Sperrzeiten als Sanktionsinstrument“ mit dem Wert „1“ zusammengefasst wurden und die Kategorie „Trifft eher nicht zu“ bei der Dummyvariablen den Wert „0“ erhielt.

antworteten (vgl. Tabelle 8), wurde das so erweiterte empirische Modell zur Sperrzeitenpolitik separat für eine reduzierte Anzahl von 121 westdeutschen bzw. 27 ostdeutschen Agenturen geschätzt. Die Ergebnisse sind ebenfalls in den Tabellen 4 und 5 dokumentiert.²² Da für diese Variable nur ein einzelner Messzeitpunkt pro Agentur vorliegt, werden die Ergebnisse des RE- bzw. BE-Modells interpretiert.²³

Für Westdeutschland weist der Koeffizient das erwartete positive Vorzeichen auf und ist statistisch auf dem 5%-Niveau signifikant (vgl. RE-Modell in Tabelle 4). In denjenigen Agenturen, die angaben, Sperrzeiten als sanktionspolitisches Instrument in den letzten Jahren konsequent eingesetzt zu haben, werden – unter Kontrolle aller Kontextbedingungen – mehr Sperrzeiten ausgesprochen als in den restlichen Agenturen, in denen Sperrzeiten nicht bzw. weniger stringent als Sanktionsinstrument verwendet wurden. Dies stützt die Hypothese 4, da Agenturen mit einer (entsprechend ihrer Selbsteinschätzung) restriktiveren Sperrzeitenpolitik auch tatsächlich mehr Sperrzeiten aussprechen, wenn andere Einflussgrößen konstant gehalten werden.

4.6.2 Heterogenität der Sanktionspolitik infolge der Hartz-Reformen

Wie hat sich die regionale Heterogenität infolge der Hartz-Reformen entwickelt? Diese Fragestellung verknüpft die *Hypothese 1* (Verschärfung der Sperrzeitenpolitik nach „Hartz I“) mit der *Hypothese 4* (regionale Unterschiede in der Sanktionspolitik). Wir haben bereits festgestellt, dass die Sanktionsintensität im Mittel aller Arbeitsagenturen infolge des ersten Hartz-Gesetzes zugenommen hat (vgl. Abschnitt 4.5). Allerdings wurde die Frage zur Veränderung der Sperrzeitenpolitik in der Zeit nach dem ersten Hartz-Gesetz uneinheitlich beantwortet (vgl. Tabelle 6). Gleichzeitig ergab auch die deskriptive Analyse Hinweise darauf, dass sich die regionale Heterogenität nach dem ersten Hartz-Gesetz erhöht hat (vgl. Abschnitt 4). Inwiefern sind die Selbsteinschätzungen aus der Agenturbefragung mit der Entwicklung der tatsächlichen Verhängung von Sperrzeiten nach den Hartz-Reformen konsistent?

Diese Frage wird auf ähnliche Weise analysiert wie die allgemeine Einstellung zur Sanktionspolitik (vgl. Abschnitt 4.6.1), indem ein Indikator aus der Agenturbefragung als Implementationsvariable²⁴ in das empirische Modell eingebunden wird. Da hier erneut nicht alle Agenturen in der schriftlichen Befragung antworteten (vgl. Tabelle 6), wurden die Regressionen separat für eine reduzierte Anzahl von 121 westdeutschen bzw. 25 ostdeutschen Agenturen geschätzt. Allerdings ist das Untersuchungsdesign etwas komplizierter, da sich die interessierende Implementationsvariable zum Ersten nicht auf den gesamten Untersuchungszeitraum 2000 bis 2004 bezieht, sondern nur auf die Periode nach dem Inkrafttreten des ersten Hartz-Gesetzes – also die Jahre 2003 und

²² Dabei ist zu beachten, dass sich die Koeffizienten der übrigen erklärenden Variablen im empirischen Modell mit einer reduzierten Fallzahl ändern. Diese (hier nicht interessierenden) Koeffizienten sind in den Tabellen 4 und 5 nicht separat ausgewiesen.

²³ Das zur kausalen Interpretation der Einflüsse der übrigen Kovariaten verwendete FE-Modell stützt sich auf die Veränderung der erklärenden Variablen im Zeitverlauf (vgl. Abschnitt 3.2 oben), die in diesem Fall nicht vorliegt.

²⁴ Die Variable zur Einschätzung der Veränderungen bei der Aussprache von Sperrzeiten wurde in eine binäre Variable rekodiert, wobei die Antworten „Trifft eher zu“ und „Trifft voll und ganz zu“ zu einer Kategorie mit dem Wert „1“, die Antworten „Trifft gar nicht zu“ und „Trifft eher nicht zu“ zu einer Kategorie mit dem Wert „0“ zusammen gefasst wurden.

2004. Zum Zweiten erfasst diese Variable nicht das Niveau bzw. die generelle Strenge der Sperrzeitenpolitik, sondern die Veränderungen in der Sperrzeitenpolitik in der Folgezeit der Hartz-Reformen.

Aus diesen Gründen werden in das bekannte multivariate empirische Modell (vgl. Tabellen 4 und 5) drei zusätzliche erklärende Variablen integriert:

- (1) ein Zeitdummy, der für alle Zeitperioden vor dem Inkrafttreten des ersten Hartz-Gesetzes den Wert „0“, für die Zeitperioden ab dem Inkrafttreten (also ab dem ersten Quartal 2003) den Wert „1“ annimmt;
- (2) die aus dem Indikator der schriftlichen Agenturbefragung zur Veränderung der Sperrzeitenpolitik rekodierte Dummyvariable, die über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg den Wert „1“ annimmt, wenn die Sanktionspolitik der jeweiligen Agentur nach eigener Einschätzung infolge der Reform verschärft wurde, ansonsten den Wert „0“ hat;
- (3) ein Interaktionsterm aus den beiden ersten Variablen, der den interessierenden Effekt der Veränderung der Sperrzeitenpolitik in der Folge von „Hartz I“ auf die Höhe der Sperrzeitenquoten misst (vgl. Tabellen 9 und 10).

Dieses Design entspricht einem *konditionalen Differenz-von-Differenzen-Schätzer* (DvD), das heißt, es wird die doppelte Differenz zwischen zwei Gruppen von Agenturen (Agenturen, die ihre Sanktionspolitik verschärft haben, vs. Agenturen, die dies nicht taten) und zwei Zeitperioden (vor bzw. nach dem ersten Hartz-Gesetz) interpretiert (vgl. dazu ausführlicher Heckman, LaLonde und Smith 1999; Angrist und Krueger 1999; Fitzenberger und Speckesser 2000). Der DvD-Schätzer wird in einem einfachen linearen Regressionsmodell implementiert, wobei für (die aus dem empirischen Modell bekannten) Kovariaten kontrolliert wird. Für die Anwendung auf die vorliegenden Paneldaten bedeutet dies ein gepooltes OLS- bzw. „Total Effects“ (TE)-Modell.

In Tabelle 9 sind die Ergebnisse für *Westdeutschland* dargestellt, wobei nur die Koeffizienten der hier relevanten Implementationsvariablen und nicht das vollständige Modell berichtet werden. Von zentralem Interesse ist die Interaktionsvariable, die den DvD-Schätzer repräsentiert: Der Koeffizient weist das erwartete positive Vorzeichen auf und ist statistisch signifikant (vgl. TE-Modell in Tabelle 9). Dieser Zusammenhang ist robust auch für ein Modell, in dem zusätzlich fixe Regionaleffekte (für alle Agenturen) aufgenommen werden (vgl. FE-Modell in Tabelle 9). Das bedeutet, dass in den Agenturen, die angaben, infolge der Hartz-Reformen ihre Sanktionspolitik verschärft zu haben, die Sperrzeitenquoten nach dem ersten Hartz-Gesetz um ca. 0,1 % stärker gestiegen sind als die Sperrzeitenquoten der Kontrollgruppe, wenn gleichzeitig für alle anderen Faktoren kontrolliert wird.²⁵ Die Befragungsergebnisse sind offensichtlich konsistent mit der implementierten Sperrzeitenpolitik: Die Sanktionen wurden in einigen Agenturen mehr verschärft als in anderen. Insofern kann festgehalten werden, dass die Reformen in Westdeutschland tatsächlich uneinheitlich implementiert wurden.

²⁵ Um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen, wurde eine Kontrollregression im Sinne eines Vorprogrammtests (vgl. Heckman und Hotz 1989) durchgeführt. Hierbei wurde das identische Modell im Vergleich der Perioden 2000/2001 (ein Jahr vor der Einführung der Reformen) und 2002–2004 geschätzt. Hierbei resultierte ein insignifikanter Koeffizient für den DvD-Schätzer, was für die Robustheit des gemessenen Zusammenhangs spricht.

Tabelle 9 DvD-Schätzer: Auswirkungen der Veränderung der Sanktionspolitik auf die Sperrzeitenquoten, 121 westdeutsche Arbeitsagenturen, Quartale I/2000 bis IV/2004

Variable	(II) TE-Modell (Total Effects)		(III) FE-Modell (Fixed Effects)	
	Koeffizient	Std.fehler ¹	Koeffizient ²	Std.fehler ¹
Zeitdummy Hartz-Reformen	1,4092***	0,0992	1,5561***	0,1027
Dummy Änderung der Sperrzeitenpolitik nach „Hartz I“	-0,18055***	0,0306	0,5457**	0,2196
DvD: Effekt der Änderung der Sperrzeitenpolitik nach „Hartz I“	0,1021**	0,0429	0,1191***	0,0338
R-Quadrat ³		0,5202		0,7365
Beobachtungen		2.266		2.266

Anmerkungen:

1 White/Huber-robuste Standardfehler; 2 Koeffizienten der anderen Kovariaten nicht gesondert ausgewiesen; 3 FE-Modell:

R-Quadrat aus LSDV-Spezifikation.

* Koeffizient signifikant zum Niveau von 10 %; ** Koeffizient signifikant zum Niveau von 5 %; *** Koeffizient ist signifikant zum Niveau von 1 %.

Quellen: Geschäftsstatistik der BA; eigene Berechnungen.

Die übrigen Variablen sind hier nur bedingt interessant: Der Zeitdummy für die Nach-Reform-Periode weist ein positives Vorzeichen auf, was bedeutet, dass es auch für die Vergleichsgruppe zu einem Niveauanstieg in den Sperrzeitenquoten in der Periode nach den Hartz-Reformen gekommen ist. Der Koeffizient der Dummyvariable, die die Agenturen hinsichtlich ihrer sanktionspolitischen Reaktion auf das erste Hartz-Gesetz unterscheidet, besitzt im einfachen gepoolten Querschnittsmodell ein negatives Vorzeichen. Hieraus kann lediglich geschlussfolgert werden, dass jene Agenturen, die infolge der Hartz-Gesetze ihre Sanktionspolitik verschärften, vor der Einführung der Hartz-Reformen (2000 bis 2002) niedrigere Sperrzeitenquoten aufweisen als die Vergleichsgruppe, die infolge des ersten Hartz-Gesetzes die Verhängung von Sperrzeiten nicht ausdehnte.

Für *Ostdeutschland* ergeben analoge Schätzungen keine signifikanten Ergebnisse für den DvD-Schätzer (Tabelle 10). Bei den ostdeutschen Agenturen besteht das Problem, dass wegen Missings in der Agenturbefragung knapp ein Drittel der 34 Agenturen für die Schätzung nicht zur Verfügung stand. Des Weiteren ist der Anstieg in den Sperrzeitenquoten im Zuge des ersten Hartz-Gesetzes einheitlicher als im Westen verlaufen.

Tabelle 10 DvD-Schätzer: Auswirkungen der Veränderung der Sanktionspolitik auf die Sperrzeitenquoten, 25 ostdeutsche Arbeitsagenturen, Quartale I/2000 bis IV/2004

Variable	(II) TE-Modell (Total Effects)		(III) FE-Modell (Fixed Effects)	
	Koeffizient	Std.fehler ¹	Koeffizient ²	Std.fehler ¹
Zeitdummy Hartz-Reformen	0,1844	0,2560	1,2310***	0,3176
Dummy Änderung der Sperrzeitenpolitik nach „Hartz I“	0,1578**	0,0781	0,1266	0,4638
DvD: Effekt der Änderung der Sperrzeitenpolitik nach „Hartz I“	-0,0264	0,0853	-0,0631	0,0813
R-Quadrat ³		0,8007		0,8471
Beobachtungen		475		475

Anmerkungen:

1 White/Huber-robuste Standardfehler; 2 Koeffizienten der anderen Kovariaten nicht gesondert ausgewiesen; 3 FE-Modell:

R-Quadrat aus LSDV-Spezifikation.

* Koeffizient signifikant zum Niveau von 10 %; ** Koeffizient signifikant zum Niveau von 5 %; *** Koeffizient ist signifikant zum Niveau von 1 %.

Quellen: Geschäftsstatistik der BA; eigene Berechnungen.

5 Fazit

Mit dem ersten „Hartz-Gesetz“ wurden sowohl die Zumutbarkeitskriterien verschärft als auch die Sperrzeitendauer reformiert, um die Sanktionsinstrumente der Bundesagentur für Arbeit (BA) leichter anwenden zu können, den Missbrauch von Versicherungsleistungen zu minimieren sowie den Abgang aus Arbeitslosigkeit und Leistungsbezug zu beschleunigen. Der vorliegende Beitrag analysierte die Auswirkungen der Reformen auf die Sanktionspolitik der BA und ihrer regionalen Arbeitsagenturen. Dabei richtete sich das Interesse auf die (regionale) Implementation der Sanktionen in den Arbeitsagenturen vor und nach den Hartz-Reformen; im Fokus standen die Aussprache von Sperrzeiten auf den Bezug von Lohnersatzleistungen. Die empirischen Ergebnisse basieren auf einer Kombination quantitativer Analysen regionaler Geschäftsdaten der BA-Statistik, einer schriftlichen Befragung aller Arbeitsagenturen sowie qualitativen Interviews in zehn ausgewählten Agenturen.

Im Hinblick auf die aus dem theoretischen Modell abgeleiteten Hypothesen (vgl. Abschnitt 2.1.4) lassen sich folgende empirische Ergebnisse resümieren:

- (1) *Regionale Kontextbedingungen* beeinflussen die Verhängung von Sanktionen erheblich: Die Sperrzeitenquote steigt bei einem niedrigeren Arbeitslosigkeitsniveau, einer kürzeren durchschnittlichen Arbeitslosigkeitsdauer sowie einem höheren Angebot offener Stellen. Letzteres gilt für den ersten sowie – mit Einschränkungen für Ostdeutschland – den zweiten Arbeitsmarkt, der durch die Arbeitsmarktpolitik der Agentur unmittelbar beeinflusst wird. Durch diese exogenen Einflussgrößen wird der Spielraum für eine regionalspezifische Sanktionspolitik eingeschränkt.
- (2) Für die Verhängung von Sperrzeiten spielen ebenfalls agenturendogene Faktoren wie die *Ressourcenausstattung* der Arbeitsagenturen – hier gemessen an Betreuungsrelationen Arbeitsloser zu Vermittlern/Beratern – eine wichtige Rolle, was den sanktionspolitischen Spielraum ebenfalls restringiert. Je höher das Verhältnis Arbeitslose zu Vermittlern bzw. Beratern ausfällt, desto weniger Sperrzeiten werden ausgesprochen.
- (3) Die *Reformen* der Zumutbarkeit und im Sperrzeitenrecht im ersten Hartz-Gesetz sowie die Änderung der zentralen *Geschäftspolitik*, die – mittels des Rundbriefs 55/03 zur Bewerberaktivierung – nicht vom Gesetzgeber, sondern der BA-Zentrale ausging, haben sich spürbar in der Implementation der Sanktionsinstrumente niedergeschlagen. Die *Sanktionspolitik* ist in der Folgezeit des ersten Hartz-Gesetzes deutlich rigider geworden, was sich im Jahre 2003 – verstärkt ab dem zweiten Quartal durch eine Veränderung der BA-Geschäftspolitik – in einem drastischen Niveauanstieg der Sperrzeitenquoten wegen Ablehnung eines Jobangebotes ausgedrückt hat. Der Druck auf arbeitslose Leistungsempfänger hat daher in der Folgezeit der Hartz-Reformen eindeutig zugenommen. Im Jahre 2004 „normalisierte“ sich die Situation zwar, die Sperrzeitenquoten lagen jedoch weiterhin über dem Niveau vor den Hartz-Reformen, weshalb von einem längerfristigen Einfluss der Reformen ausgegangen werden kann. Inwieweit sich durch die deutlich höhere Gesamtzahl an Sperrzeiten – bei kürzeren Sperrzeitepisoden – das Sperrzeitenvolumen verändert hat, muss unklar bleiben, da die BA keine Daten zur Dauer der Sperrzeiten zur Verfügung stellt.

- (4) Trotz der unter den Punkten (1) und (2) beschriebenen Restriktionen des regionalen sanktionspolitischen Spielraums ergab die empirische Analyse, dass sich die *Sanktionspolitik regional* zwischen den Agenturen unterscheidet. Diese Unterschiede in der Ausrichtung bezüglich des Instruments Sperrzeiten schlugen sich in der tatsächlichen Verhängung von Sperrzeiten nieder. Man kann demnach von sanktionspolitisch „*strengeren*“ und „*milderen*“ Agenturen sprechen. Die regionale Heterogenität machte sich auch bei der Umsetzung der Reformen bemerkbar: Während einige Arbeitsagenturen infolge der Gesetzesänderung ihre Sperrzeitenpolitik spürbar verschärfen, reagierten andere Agenturen kaum, teilweise gar nicht auf die rechtlichen Veränderungen. Die Reformen wurden demnach von den Arbeitsagenturen nicht einheitlich implementiert.

Des Weiteren ergab die Implementationsanalyse, dass im Hinblick auf eine *erleichterte Implementation* der Sanktionsinstrumente die Reformen im Sperrzeitenrecht (Differenzierung der Dauer, Umkehr der Beweislast) den Mitarbeitern in den Agenturen zufolge nur eine begrenzte Wirkung entfalteten. Zu beachten ist ebenfalls, dass die neue Sanktionspolitik der BA *Kosten* erzeugt. Die Quoten erhobener Widersprüche und Klagen sind zwar infolge eines höheren Sanktionsniveaus gefallen, was auf eine Erleichterung in der Implementation der Sanktionen deutet. Die gestiegene absolute Zahl an Widersprüchen und Klagen ist jedoch mit Kosten auf Seiten der Agenturen verbunden. Zudem lagen die Quoten erfolgreicher Widersprüche und Klagen im Jahre 2004 über dem Ausgangsniveau vor den Reformen, wobei viele anhängige Verfahren über den Untersuchungszeitraum hinausgehen.

Was ist von der *Sanktionspolitik der BA in den nächsten Jahren* zu erwarten? Mit der Neuorganisation der BA „vom Arbeitsamt zum Kundenzentrum“ (vgl. Schütz 2005; Schütz und Oschmiansky 2006) sind Akzentverschiebungen auch bei der Sanktionspolitik zu konstatieren. Vermittlungsvorschläge sollen nicht (mehr) zum Test der Arbeitsbereitschaft „missbraucht“, sondern nur an geeignete, motivierte Bewerber gerichtet werden. Dies stellt eine klare Akzentverschiebung in der Vermittlung zugunsten besserer Dienstleistungen für Arbeitgeber dar. Arbeitslose, bei denen die Agenturen Zweifel an ihrer Motivationsbereitschaft hegen, sollen künftig über Eingliederungsvereinbarungen und Trainingsmaßnahmen, zum Teil auch mittels angebotener PSA- und ABM-Stellen „überprüft“ werden. Für eine adäquate Analyse der Implementation von Sanktionen ist daher von Bedeutung, in Zukunft Sperrzeiten statistisch weiter nach Gründen differenziert auszuweisen; die aktuelle Datenlage ist diesbezüglich noch unzureichend.

6 Literatur

- Abbring, J. H., G. J. Van den Berg und J. C. Van Ours (2005): The Effect of Unemployment Insurance Sanctions on the Transition Rate from Unemployment to Employment. In: *The Economic Journal*, 115, S. 602–630.
- Angrist, J. D. und A. B. Krueger (1999): Empirical Strategies in Labor Economics. In: O. Ashenfelter und D. Card (Hg.): *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: Elsevier, S. 1277–1366.
- Ashenfelter, O., D. Ashmore und O. Deschênes (2005): Do Unemployment Insurance Recipients Actively Seek Work? Evidence from Randomized Trials in Four U.S. States. In: *Journal of Econometrics*, 125 (1-2), S. 53–75.
- Benus, J. M. und T. R. Johnson (1997): Evaluation of the Maryland Unemployment Insurance Work Search Demonstration. Final Report 2003: 5. Baltimore: Maryland Department of Labor, Licensing and Regulation Office of Unemployment Insurance.
- Boone, J., P. Fredriksson, B. Holmlund und J. C. van Ours (2002): Optimal Unemployment Insurance with Monitoring and Sanctions. Working Paper 21. Uppsala: Institute for Labour Market Policy Evaluation (IFAU).
- Boone, J., A. Sadrieh und J. C. van Ours (2004): Experiments on Unemployment Benefit Sanctions and Job Search Behavior. IZA Discussion Paper No. 1000. Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA).
- Boone, J. und J. C. Van Ours (2000): Modeling Financial Incentives to Get Unemployed Back to Work. IZA Discussion Paper No. 108. Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA).
- Dolton, P. und D. O'Neill (1996): Unemployment Duration and the Restart Effect: Some Experimental Evidence. In: *The Economic Journal*, 106, S. 387–400.
- Fitzenberger, B. und S. Speckesser (2000): Zur wissenschaftlichen Evaluation der Aktiven Arbeitsmarktpolitik in Deutschland: Ein Überblick. In: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 33 (3), S. 357–370.
- Fredriksson, P. und B. Holmlund (2001): Optimal Unemployment Insurance in Search Equilibrium. In: *Journal of Labor Economics*, 19 (2), S. 370–399.
- Fredriksson, P. und B. Holmlund (2003): Improving Incentives in Unemployment Insurance: A Review of Recent Research. Working Paper 2003: 5. Uppsala: Institute for Labour Market Policy Evaluation (IFAU).
- Greene, W. H. (2003): *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Halaby, C. N. (2004): Panel Models in Sociological Research: Theory into Practice. In: *Annual Review of Sociology*, 30, S. 507–544.
- Heckman, J. J. und V. J. Hotz (1989): Choosing Among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs: The Case of Manpower Training. In: *Journal of the American Statistical Association*, 84 (408), S. 862–874.
- Heckman, J. J., R. J. LaLonde und J. A. Smith (1999): The Economics and Econometrics of Active Labour Market Programs. In: O. Ashenfelter und D. Card (Hg.): *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: Elsevier, S. 1865–2097.
- Holmlund, B. (1998): Unemployment Insurance in Theory and Practice. In: *Scandinavian Journal of Economics*, 100 (1), S. 113–141.
- Johnson, T. R. und D. H. Klepinger (1994): Experimental Evidence on Unemployment Insurance Work-Search Policies. In: *The Journal of Human Resources*, 29 (3), S. 695–717.
- Klepinger, D. H., T. R. Johnson und J. M. Joesch (2002): Effects of Unemployment Insurance Work Search Requirements: The Maryland Experiment. In: *Industrial and Labor Relations Review*, 56 (1), S. 3–22.
- Lalive, R., J. C. van Ours und J. Zweimüller (2002): The Effect of Benefit Sanctions on the Duration of Unemployment. IZA Discussion Paper No. 469. Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA).

- Meyer, B. D. (1995): Lessons from the U.S. Unemployment Insurance Experiments. In: *Journal of Economic Literature*, 33 (1), S. 91–131.
- Mortensen, D. T. (1977): Unemployment Insurance and Job Search Decisions. In: *Industrial and Labor Relations Review*, 30 (4), S. 505–517.
- Mortensen, D. T. (1986): Job Search and Labor Market Analysis. In: O. Ashenfelter und D. Card (Hg.): *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: Elsevier, S. 849–919.
- Mosley, H., H. Schütz, G. Schmid, unter Mitarbeit von K.-U. Müller (2003): *Effizienz der Arbeitsämter: Leistungsvergleich und Reformpraxis*. Berlin: edition sigma.
- Müller, K.-U. und F. Oschmiansky (2005): Die Sanktionspolitik der Arbeitsagenturen: Eine empirische Analyse zu Sperrzeiten. In: H. Schütz und H. Mosley (Hg.): *Arbeitsagenturen auf dem Prüfstand*. Berlin: edition sigma, S. 95–134.
- Neubauer, J. und G. Bäcker (2003): Abbau der Arbeitslosigkeit durch Abbau der Arbeitslosenversicherung? In: *Sozialer Fortschritt*, 52 (9), S. 233–239.
- Oschmiansky, F., S. Kull und G. Schmid (2003): Faule Arbeitslose? Politische Konjunkturen und Strukturprobleme der Missbrauchsdebatte. In: *Leviathan*, 31 (1), S. 3–31.
- Oschmiansky, F. und K.-U. Müller (2005): Die Sanktionspolitik der Arbeitsagenturen: Eine empirische Analyse zu Sperrzeiten. In: H. Mosley, H. Schütz, G. Schmid, K.-U. Müller, C. Hilbert und F. Oschmiansky: *Performanzvergleich und Erfolgsbedingungen von Arbeitsagenturen*. Berlin: Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung, S. 91–154.
- Petersen, T. (2004): Analyzing Panel Data: Fixed- and Random-Effects Models. In: M. Hardy und A. Bryman (Hg.): *Handbook of Data Analysis*. London: SAGE Publications, 331–345.
- Pollmann-Schult, M. (2005): Führen verschärfte Zumutbarkeitsregelungen der Arbeitsvermittlung zu schnellerer Wiederbeschäftigung? Empirische Analysen zur Wirkung der Neuregelung der Zumutbarkeitsbestimmungen im Jahr 1997. In: *Zeitschrift für Sozialreform*, 51 (3), S. 315–336.
- Schönböck, W. (1988): Subjektive Ungleichheit als Gegenstand staatlicher Intervention. In: G. Rolf, P. B. Spahn und G. G. Wagner (Hg.): *Sozialvertrag und Sicherung. Zur ökonomischen Theorie staatlicher Versicherungs- und Umverteilungssysteme*. Frankfurt a. M.: Campus, S. 45–63.
- Schütz, H. (2005): Vom Arbeitsamt zum Kundenzentrum – Reformveränderungen der deutschen Arbeitsvermittlung. In: H. Schütz und H. Mosley (Hg.): *Arbeitsagenturen auf dem Prüfstand*. Berlin: edition sigma, S. 135–178.
- Schütz, H. und F. Oschmiansky (2006): Arbeitsamt war gestern. Neuausrichtung der Vermittlungsprozesse in der Bundesagentur für Arbeit nach den Hartz-Gesetzen. In: *Zeitschrift für Sozialreform*, 52 (1), S. 5–28.
- Van den Berg, G. J. und B. Van der Klaauw (2001): *Counseling and Monitoring of Unemployed Workers: Theory and Evidence from a Controlled Social Experiment*. Uppsala: Working Paper 2001: 12. Uppsala: Institute for Labour Market Policy Evaluation (IFAU).
- Van den Berg, G. J., B. Van der Klaauw und J. C. van Ours (2004): Punitive Sanctions and the Transition Rate from Welfare to Work. In: *Journal of Labor Economics*, 22 (1), S. 211–241.
- Wilke, R. A. (2004): Eine empirische Analyse von Sanktionen für Arbeitslose in Westdeutschland während der 1980er und 1990er Jahre. In: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, 37 (1), S. 45–52.
- Wooldridge, J. M. (2002): *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. Boston: MIT Press.
- WZB und infas (2005): *Evaluation der Maßnahmen zur Umsetzung der Vorschläge der Hartz-Kommission. Modul 1a: Neuausrichtung der Vermittlungsprozesse*. Bericht für das Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit. Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB) und Institut für angewandte Sozialwissenschaft (infas). Berlin und Bonn.

**Bücher der Abteilung
„Arbeitsmarktpolitik und
Beschäftigung“**

(nur im Buchhandel erhältlich)

Dietmar Dathe, Günther Schmid
**Urbane Beschäftigungsdynamik.
Berlin im Standortvergleich mit
Ballungsregionen**
2001
Berlin, edition sigma
175 S.

Mathias Eberling, Volker Hielscher,
Eckart Hildebrandt, Kerstin Jürgens
**Prekäre Balancen. Flexible Arbeits-
zeiten zwischen betrieblicher Regulie-
rung und individuellen Ansprüchen**
2004
Berlin, edition sigma
279 S.

Werner Eichhorst, Stefan Profit, Eric
Thode
in Zusammenarbeit mit der Arbeitsgruppe
„Benchmarking“ des „Bündnis für Arbeit,
Ausbildung und Wettbewerbsfähigkeit“:
Gerhard Fels, Rolf G. Heinze, Heide Pfarr,
Günther Schmid, Wolfgang Streeck
**Benchmarking Deutschland:
Arbeitsmarkt und Beschäftigung.
Bericht der Arbeitsgruppe Benchmar-
king und der Bertelsmann-Stiftung**
2001
Berlin/Heidelberg/New York, Springer
440 S.

Jürgen Gabriel, Michael Neugart (Hrsg.)
**Ökonomie als Grundlage politischer
Entscheidungen**
2001
Opladen, Leske + Budrich
343 S.

Silke Gülker, Christoph Hilbert,
Klaus Schömann
**Lernen von den Nachbarn. Qualifika-
tionsbedarf in Ländern der OECD**
2000
Bielefeld, W. Bertelsmann Verlag
126 S.

Markus Gangl
**Unemployment Dynamics in the United
States and West Germany. Economic
Restructuring, Institutions and Labor
Market Processes**
2003
Heidelberg, New York: Physica/Springer
300 S.

Miriam Hartlapp
**Die Kontrolle der nationalen Rechts-
durchsetzung durch die Europäische
Union**
2005
Köln, Campus Verlag
254 S.

Werner Jann, Günther Schmid (Hrsg.)
**Eins zu eins? Eine Zwischenbilanz der
Hartz-Reformen am Arbeitsmarkt**
2004
Berlin: edition sigma
112 S.

Max Kaase, Günther Schmid (Hrsg.)
**Eine lernende Demokratie - 50 Jahre
Bundesrepublik Deutschland
WZB-Jahrbuch 1999**
1999
Berlin, edition sigma
586 S.

Hartmut Kaelble, Günther Schmid (Hrsg.)
**Das europäische Sozialmodell.
Auf dem Weg zum transnationalen
Sozialstaat
WZB-Jahrbuch 2004**
2004
Berlin, edition sigma
455 S.

Jaap de Koning, Hugh Mosley (Hrsg.)
**Labour Market Policy and Unemploy-
ment: Impact and Process Evaluations
in Selected European Countries**
2001
Cheltenham, UK, Edward Elgar
317 S.

Hugh Mosley, Jacqueline O'Reilly,
Klaus Schömann (Hrsg.)
Labour Markets, Gender and Institutional Change. Essays in Honour of Günther Schmid
2002
Cheltenham, UK, Edward Elgar
382 S.

Hugh Mosley, Holger Schütz, Günther Schmid unter Mitarbeit von Kai-Uwe Müller
Effizienz der Arbeitsämter: Leistungsvergleich und Reformpraxis. Reihe „Modernisierung des öffentlichen Sektors“
2003
Berlin, edition sigma
179 S.

Ralf Mytzek, Klaus Schömann (Hrsg.)
Transparenz von Bildungsabschlüssen in Europa. Sektorale Studien zur Mobilität von Arbeitskräften
2004
Berlin, edition sigma
198 S.

Michael Neugart, Klaus Schömann (Hrsg.)
Forecasting Labour Markets in OECD Countries. Measuring and Tackling Mismatches
2002
Cheltenham, UK, Edward Elgar
322 S.

Jacqueline O'Reilly, Colette Fagan (Hrsg.)
Part-Time Prospects. An International Comparison
1998
London/New York, Routledge
304 S.

Jacqueline O'Reilly, Inmaculada Cebrián and Michel Lallemand (Hrsg.)
Working-Time Changes: Social Integration Through Transitional Labour Markets
2000
Cheltenham, UK, Edward Elgar
369 S.

Jacqueline O'Reilly (Hrsg.)
Regulating Working-Time Transitions in Europe
2003
Cheltenham, UK, Edward Elgar
325 S.

Birgitta Rabe
Implementation von Arbeitsmarktpolitik durch Verhandlungen. Eine spieltheoretische Analyse
2000
Berlin, edition sigma
254 S.

Stefan Ramge, Günther Schmid (Hrsg.)
Management of Change in der Politik? Reformstrategien am Beispiel der Arbeitsmarkt- und Beschäftigungspolitik. Ein Werkstattbericht, Gesellschaft für Programmforschung, GfP (Hrsg.), Bd. 55 der Reihe „Schnittpunkte von Forschung und Politik“,
2003
New York, München, Berlin: Waxmann
165 S.

Günther Schmid, Jacqueline O'Reilly, Klaus Schömann (Hrsg.)
International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation
1996
Cheltenham, UK, Edward Elgar
954 S.

Günther Schmid, Bernard Gazier (Hrsg.)
The Dynamics of Full Employment. Social Integration Through Transitional Labour Markets
2002
Cheltenham, UK, Edward Elgar
443 S.

Günther Schmid
Wege in eine neue Vollbeschäftigung. Übergangsarbeitsmärkte und aktivierende Arbeitsmarktpolitik
2002
Frankfurt/Main, Campus
477 S.

Holger Schütz, Hugh Mosley (Hg.)
**Arbeitsagenturen auf dem Prüfstand.
Leitungsvergleich und Reformpraxis
der Arbeitsvermittlung**
2005
Berlin, edition sigma
351 S.

Sylvia Zühlke
**Beschäftigungschancen durch berufliche
Mobilität? Arbeitslosigkeit, Weiterbildung
und Berufswechsel in
Ostdeutschland**
2000
Berlin, edition sigma,
206 S.

Der Schwerpunkt I „Arbeit, Sozialstruktur und Sozialstaat (ARS)“ besteht seit dem 1. Januar 2003. Er umfasst die Abteilungen Arbeitsmarktpolitik und Beschäftigung (AB), Ungleichheit und soziale Integration (USI) und die Arbeitsgruppe Public Health (PH).

**Abteilung
Arbeitsmarktpolitik und
Beschäftigung**

Discussion Papers 2003

Carroll Haak
Weiterbildung in kleinen und mittleren Betrieben: Ein deutsch-dänischer Vergleich
Bestell-Nr.: SP I 2003-101

Günther Schmid
Gleichheit und Effizienz auf dem Arbeitsmarkt: Überlegungen zum Wandel und zur Gestaltung des „Geschlechtervertrages“
Bestell-Nr.: SP I 2003-102

Holger Schütz
Controlling von Arbeitsverwaltungen im internationalen Vergleich
Bestell-Nr.: SP I 2003-103

Stefan Schröter
Berufliche Weiterbildung in Großbritannien für gering qualifizierte Arbeitskräfte
Bestell-Nr.: SP I 2003-104

Magnus Lindskog
Forecasting and responding to qualification need in Sweden
Bestell-Nr.: SP I 2003-105

Heidi Oschmiansky, Frank Oschmiansky
Erwerbsformen im Wandel: Integration oder Ausgrenzung durch atypische Beschäftigung? Berlin und die Bundesrepublik Deutschland im Vergleich
Bestell-Nr.: SP I 2003-106

Katrin Vitols
Entwicklungen des Qualifikationsbedarfs in der Bankenbranche
Bestell-Nr.: SP I 2003-107

Achim Kemmerling
Die Rolle des Wohlfahrtsstaates in der Entwicklung unterschiedlicher Dienstleistungssektoren – Wohlfahrtsstaatsregime und Dienstleistungsbeschäftigung
Bestell-Nr.: SP I 2003-108

Thomas A. DiPrete, Dominique Goux, Eric Maurin, Amélie Quesnel-Vallée
Work and Pay in Flexible and Regulated Labor Markets: A Generalized Perspective on Institutional Evolution and Inequality Trends in Europe and the U.S.
Bestell-Nr.: SP I 2003-109

Discussion Papers 2004

Thomas A. DiPrete, Markus Gangl
Assessing Bias in the Estimation of Causal Effects: Rosenbaum Bounds on Matching Estimators and Instrumental Variables Estimation with Imperfect Instruments
Bestell-Nr.: SP I 2004-101

Andrea Ziefle
Die individuellen Kosten des Erziehungsurlaubs: Eine empirische Analyse der kurz- und längerfristigen Folgen für den Karriereverlauf von Frauen
Bestell-Nr.: SP I 2004-102

Günther Schmid, Silke Kull
Die Europäische Beschäftigungsstrategie. Anmerkungen zur "Methode der offenen Koordinierung"
Bestell-Nr.: SP I 2004-103

Hildegard Theobald
Entwicklung des Qualifikationsbedarfs im Gesundheitssektor: Professionalisierungsprozesse in der Physiotherapie und Dentalhygiene im europäischen Vergleich
Bestell-Nr.: SP I 2004-104

Magnus Lindskog
Labour market forecasts and their use – Practices in the Scandinavian countries
Bestell-Nr.: SP I 2004-105

Hildegard Theobald
Unternehmensberatung: Veränderter Qualifikationsbedarf und neue Ansätze in Ausbildung und Regulierung des Berufszugangs
Bestell-Nr.: SP I 2004-106

Günther Schmid
Gewährleistungsstaat und Arbeitsmarkt. Neue Formen von Governance in der Arbeitsmarktpolitik
Bestell-Nr.: SP I 2004-107

Karin Schulze Buschoff
Neue Selbstständigkeit und wachsender Grenzbereich zwischen selbstständiger und abhängiger Erwerbsarbeit – europäische Trends vor dem Hintergrund sozialpolitischer und arbeitsrechtlicher Entwicklungen
Bestell-Nr.: SP I 2004-108

Christoph Hilbert
Performanzmessung und Anreize in der regionalen Arbeitsvermittlung: Der Schweizer Ansatz und eine Modellrechnung für Deutschland
Bestell-Nr.: SP I 2004-109

Günther Schmid
Soziales Risikomanagement durch Übergangsarbeitsmärkte
Bestell-Nr.: SP I 2004-110

Lennart Delander, Jonas Månsson, Erik Nyberg
Using the Unemployed as Temporary Employment Counsellors: Evaluation of an Initiative to Combat Long-Term Unemployment
Bestell-Nr.: SP I 2004-111

Discussion Papers 2005

Achim Kemmerling, Oliver Bruttel
New Politics in German Labour Market Policy? The Implications of the Recent Hartz Reforms for the German Welfare State
Bestell-Nr.: SP I 2005-101

Kamil Zawadzki
Transitional Labour Markets in a Transitional Economy. Could They Work? The Example of Poland
Bestell-Nr.: SP I 2005-102

Magnus Lindskog
The Swedish Social Insurance System for the Self-Employed
Bestell-Nr.: SP I 2005-103

Rebecca Boden
The UK social security system for self-employed people
Bestell-Nr.: SP I 2005-104

Philip Wotschack
Household Governance and Time Allocation – Structures and Processes of Social Control in Dutch Households
Bestell-Nr.: SP I 2005-105

Holger Schütz, Peter Ochs
Das Neue im Alten und das Alte im Neuen - Das Kundenzentrum der Bundesagentur für Arbeit: Die öffentliche Arbeitsvermittlung zwischen inkrementellen und strukturellen Reformen
Bestell-Nr.: SP I 2005-106

Carroll Haak
Künstler zwischen selbständiger und abhängiger Erwerbsarbeit
Bestell-Nr.: SP I 2005-107

Ralf Mytzek-Zühlke
**Einflussfaktoren betrieblicher
Weiterbildungsaktivität in Dänemark,
Schweden, Deutschland und dem
Vereinigten Königreich.**

Analysen der Mikrodaten der zweiten
Europäischen Weiterbildungserhebung
(CVTS2)

Bestell-Nr.: SP I 2005-108

Oliver Bruttel
**Contracting-out and Governance
Mechanisms in the Public Employ-
ment Service**

Bestell-Nr.: SP I 2005-109

Colette Fagan, Jacqueline O'Reilly and
Brendan Halpin

**Job opportunities for whom? Labour
market dynamics and service sector
employment growth in Germany and
Britain**

Bestell-Nr.: SP I 2005-110

Monique Aerts
**The Dutch Social Insurance System
for Self-Employed**

Bestell-Nr.: SP I 2005-111

Discussion Papers 2006

Günther Schmid
**Sharing Risks. On Social Risk Man-
agement and the Governance of La-
bour Market Transitions**

Bestell-Nr.: SP I 2006-101

Rosie Page, Jim Hillage
**Vocational Education and Training in
the UK. Strategies to overcome skill
gaps in the workforce**

Bestell-Nr.: SP I 2006-102

Anton Hemerijck
**Recalibrating Europe's Semi-
Sovereign Welfare States**

Bestell-Nr.: SP I 2006-103

Paul Ryan, Howard Gospel, Paul Lewis
**Large Employers and Apprenticeship
Training in Britain**

Bestell-Nr.: SP I 2006-104

Lorenz Lassnigg
**Approaches for the anticipation of
skill needs in the perspective of
"Transitional Labour Markets" – the
Austrian experience**

Bestell-Nr.: SP I 2006-105

Paula Protsch
**Lebens- und Arbeitsqualität von
Selbstständigen.**

Objektive Lebens- und Arbeits-
bedingungen und subjektives
Wohlbefinden einer heterogenen
Erwerbsgruppe

Bestell-Nr.: SP I 2006-106

Karin Schulze Buschoff
**Die soziale Sicherung von selbst
ständig Erwerbstätigen in Deutsch-
land**

Bestell-Nr.: SPI 2006-107

Janine Leschke, Günther Schmid, Dorit
Griga

**On the Marriage of Flexibility and
Security: Lessons from the Hartz-
reforms in Germany**

Bestell-Nr.: SP I 2006-108

Anders Stenberg
**Skill Needs and Continuing Voca-
tional Training in Sweden**

Bestell-Nr.: SP I 2006-109

Philip Wotschack, Rafael Wittek
**Negotiating Work and Household
Demands.**

Effects of Conflict Management Strate-
gies in Dutch Households on the Labor
Supply of Male and Female Employees

Bestell-Nr.: SP I 2006-110

Christian Brzinsky-Fay
**Lost in Transition - Labour Market
Entry Sequences of School Leavers
in Europe**

Bestell-Nr.: SP I 2006-111

Jaap de Koning, Hassel Kroes, Alex van der Steen

Patterns of Work and Use of Benefits over the Life Course: Estimates and simulations based on Dutch micro-data

Bestell-Nr.: SP I 2006-112

Michael Neugart

Labor Market Policy Evaluation with an Agent-based Model

Bestell-Nr.: SP I 2006-113

Miriam Hartlapp

Über Politiklernen lernen. Überlegungen zur Europäischen Beschäftigungsstrategie

Bestell-Nr.: SP I 2006-114

Philip Wotschack

Lebenslaufpolitik in den Niederlanden.

Gesetzliche Optionen zum Ansparen längerer Freistellungen: „verlofspaarregeling“ und „levensloopregeling“

Bestell-Nr.: SP I 2006-115

Kai-Uwe Müller, Frank Oschmiansky

Die Sanktionspolitik der Arbeitsagenturen nach den „Hartz“-Reformen

Anlage der Wirkungen des „Ersten Gesetzes für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt“

Bestell-Nr.: SP I 2006-116

Bei Ihren Bestellungen von WZB-Papers schicken Sie, bitte, unbedingt einen an Sie adressierten **Aufkleber** mit, sowie **je Paper eine Briefmarke im Wert von € 0,55** oder einen **"Coupon Réponse International"** (für Besteller aus dem Ausland).

Please send a **self-addressed label and postage stamps in the amount of € 0,55** or a **"Coupon-Réponse International"** (if you are ordering from outside Germany) for each WZB-Paper requested.

Bestellschein

Order Form

Paßt im Fensterumschlag! • Designed for window envelope!

An das
Wissenschaftszentrum Berlin
für Sozialforschung gGmbH
PRESSE- UND INFORMATIONSREFERAT
Reichpietschufer 50
D-10785 Berlin

Absender • Return Address:

Hiermit bestelle ich folgende(s) Discussion Paper(s) • Please send me the following Discussion Paper(s)

Autor(en) / Kurztitel • Author(s) / Title(s) in brief	Bestellnummer • Order no.

