

Burmeister, Iris

**Working Paper**

Niedrigeinkommensmobilität und Persistenz: Sind Niedrigeinkommen bei Selbstständigen nur vorübergehend und welche Rolle spielen institutionelle Rahmenbedingungen?

FFB Diskussionspapier, No. 106

**Provided in Cooperation with:**

Research Institute on Professions (FFB), Leuphana University Lüneburg

*Suggested Citation:* Burmeister, Iris (2016) : Niedrigeinkommensmobilität und Persistenz: Sind Niedrigeinkommen bei Selbstständigen nur vorübergehend und welche Rolle spielen institutionelle Rahmenbedingungen?, FFB Diskussionspapier, No. 106, Leuphana Universität Lüneburg, Forschungsinstitut Freie Berufe (FFB), Lüneburg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/154746>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

**Niedrigeinkommensmobilität und Persistenz:  
Sind Niedrigeinkommen bei Selbstständigen  
nur vorübergehend und welche Rolle spielen  
institutionelle Rahmenbedingungen?**

**Iris Burmeister**

FFB-Diskussionspapier Nr. 106

Dezember 2016



Fakultät W – Wirtschaftswissenschaften

Postanschrift:  
Forschungsinstitut Freie Berufe  
Postfach 2440  
21314 Lüneburg

[ffb@uni.leuphana.de](mailto:ffb@uni.leuphana.de)  
[www.leuphana.de/ffb](http://www.leuphana.de/ffb)  
Tel: +49 4131 677-2051  
Fax: +49 4131 677-2059

# **Niedrigeinkommensmobilität und Persistenz: Sind Niedrigeinkommen bei Selbständigen nur vorübergehend und welche Rolle spielen institutionelle Rahmenbedingungen?<sup>1</sup>**

**Iris Burmeister\***

FFB-Diskussionspapier Nr. 106

Dezember 2016

ISSN 0942-2595

\*Iris Burmeister, LEUPHANA Universität Lüneburg, Fakultät W - Wirtschaftswissenschaften, Forschungsinstitut Freie Berufe (FFB), Professur ‚Statistik und Freie Berufe‘, Campus Scharnhorststr. 1, 21332 Lüneburg, E-Mail: IB.Stutenhof@t-online.de, [www.leuphana.de/ffb](http://www.leuphana.de/ffb)

---

<sup>1</sup> Frühere Versionen des Beitrags wurden bei der „11th International German Socio-Economic Panel User Conference“ am 1. Juli 2014 in Berlin, veranstaltet durch das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), sowie beim „Wissenschaftlichen Symposium: Freie Berufe - Empirische Forschung für Wissenschaft, Politik und Praxis“ am 10. Juli 2015 in Lüneburg, veranstaltet durch Forschungsinstitut Freie Berufe (FFB), Leuphana Universität Lüneburg, vorgestellt. Den Teilnehmern dieser Veranstaltungen möchte ich an dieser Stelle ganz recht herzlich für die offene Diskussion und die wertvollen Anmerkungen danken.

# **Niedrigeinkommensmobilität und Persistenz: Sind Niedrigeinkommen bei Selbständigen nur vorübergehend und welche Rolle spielen institutionelle Rahmenbedingungen?**

**Iris Burmeister**

FFB-Diskussionspapier Nr. 106, Dezember 2016, ISSN 0942-2595

## **Zusammenfassung**

Ziel dieses Diskussionspapiers ist es, den Einfluss von individuellen und institutionellen Charakteristika auf Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten in Deutschland und im Vereinigten Königreich (UK) zu analysieren. Hierzu werden Daten de SOEP (2000-2009) und BHPS (2000-2008) sowie harmonisierte Daten aus dem CNEF-Projekt verwendet. Es kann gezeigt werden, dass die Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen generell höher als die von abhängig Beschäftigten ist. Männer und besser ausgebildete Personen verfügen grundsätzlich über eine höhere Aufstiegsmobilität. Ebenso erhöhen große Firmen die Aufstiegswahrscheinlichkeit. Unterschiedliche Auswirkungen ergeben sich aus einem Arbeitsplatzwechsel. Während ein Arbeitsplatzwechsel in UK die Wahrscheinlichkeit für Mobilität verringert, erhöht ein Arbeitsplatzwechsel in Deutschland sowohl Niedrigeinkommenswahrscheinlichkeit als auch die Wahrscheinlichkeit für einen Aufstieg. Nicht gezeigt werden konnte, dass die Niedrigeinkommensmobilität in UK generell höher als in Deutschland und dass die Differenz zwischen Frauen und Männer ist bei Selbständigen höher als bei abhängig Beschäftigten ist.

*JEL: D31, C24*

*Schlagwörter: Niedrigeinkommensmobilität, Selbständige, SOEP, BHPS, CNEF, Bivariates Probit-Modell*

## **Abstract**

This paper studies the impact of individual and institutional characteristics on the low-wage mobility of self-employed and employees in Germany and the United Kingdom (UK). For this analysis, data from the SOEP (2000-2009) and BHPS (2000-2008) as well as harmonised data coming from the CNEF-project are used. It can be shown that being a men, having a higher education and working for a larger firm leads to a higher probability of leaving the low-wage sector. Whereas changing the job has a negative impact on the leaving the low-wage sector, the effect in Germany is positive. It cannot be shown that the low-income mobility in general is higher in the UK than in Germany and that gender-gap regarding the low-wage mobility is higher for self-employed than for employees.

*JEL: D31, C24*

*Keywords: Low-wage-mobility, Self-employed, SOEP, BHPS, CNEF, bivariate probit model*

## 1 Einleitung

Viele Studien haben die Anteile an Niedrigeinkommensempfängern (vgl. bspw. Maître et al. (2012); für Deutschland Gießelmann und Lohmann (2008); Gardiner und Millar (2006)) und das Ausmaß von Einkommensungleichheit untersucht (vgl. bspw. Grabka und Goebel (2013); Grabka et al. (2012); Merz und Hirschel (2011); Albarrán et al. (2009); Falter (2007))<sup>2</sup>. Es ist jedoch wichtig, Einkommensungleichheit und Niedrigeinkommen zusammen mit der Mobilität zu betrachten, da die Beurteilung des Niveaus des Niedrigeinkommensanteils und der Einkommensungleichheit entscheidend von dem Ausmaß der individuellen Mobilität abhängt (vgl. Buchinsky und Hunt (1999), S. 351). In Bezug auf Niedrigeinkommen ist es von hoher Bedeutung, die Mobilität zwischen Niedrigeinkommensempfängern und Nicht-Niedrig-Einkommensempfängern zu berücksichtigen. Diese Relevanz der Niedrigeinkommensmobilität lässt sich konkret durch vier Aspekte belegen.

Zunächst erscheinen eine hohe Ungleichheit und ein großer Anteil an Niedrigeinkommensempfängern weniger problematisch, wenn eine hohe Mobilität vorliegt, da die hohe Mobilität dazu führt, dass Individuen nicht dauerhaft benachteiligt sind und die langfristige Ungleichheit geringer ist (vgl. Aretz (2013); Buchinsky und Hunt (1999), S. 351). Die Entwicklung von Ungleichheit ist von zentralem Interesse, da eine wachsende Ungleichheit das ökonomische Wachstum gefährden kann (vgl. OECD (2015), S. 15). Eine Studie der OECD kommt jedoch zu dem Ergebnis, dass gerade in Ländern mit hoher Ungleichheit eine geringe Mobilität vorliegt (vgl. OECD (2008), S. 18). Zum Zweiten sind mit einer hohen Lohnmobilität positive Leistungsanreize verbunden, da Lohnsteigerungen zu einer besseren sozialen Position führen. In diesem Zusammenhang ist zu berücksichtigen, dass eine höhere Mobilität auch als Unsicherheit über die zukünftigen Einkommen verstanden werden kann (vgl. Bachmann et al. (2012), S. 4). Drittens lässt sich vermuten, dass Niedrigeinkommen und Ungleichheit eher akzeptiert werden, wenn realistische Aufstiegschancen existieren (vgl. Schäfer und Schmidt (2013), S. 6). Schließlich nimmt Mobilität Einfluss auf die favorisierte Verteilungspolitik. So sprechen sich auch Individuen mit unterdurchschnittlichen Einkommen nach der POUM (Prospect of Upward Mobility)-Hypothese für eine geringe Besteuerung für zukünftige Generationen aus, wenn sie Einkommen oberhalb des Mittelwerts erwarten (vgl. Benabou und Ok (1998)). Damit ist es aus der individuellen wie auch aus der wohlfahrtsstaatlichen Perspektive von entscheidender Bedeutung die Frage zu adressieren, ob Niedrigeinkommen eine vorübergehende Situation oder ein schwerwiegenderes und langfristiges Problem darstellen (vgl. Blázquez Cuesta (2008), S. 126; Vieira (2005), S. 1).

Eine besondere Rolle nehmen dabei die Selbständigen ein. Sie sind von enormem Interesse für die wirtschaftlichen Zusammenhänge in Europa und berufliche Selbständigkeit wird häufig mit positiven Aspekten wie hohem Einkommen (vgl. Fairlie (2005) für die USA; Merz (2002), S. 7; Böhm und Merz (2009)), größerer Zufriedenheit (vgl. Blanchflower und Oswald (1998), S. 26; Benz und Frey (2004); Benz und Frey (2008); Clark und Senik (2006); Fuchs-Schündeln (2009)<sup>3</sup>; Hanglberger (2011)<sup>4</sup>) und selbstbestimmtem Handeln (vgl. Benz und Frey (2004); Benz und Frey (2008)) verbunden. Generell sehen Regierungen in der beruflichen Selbständigkeit einen Weg aus Niedrigeinkommen, sozialer Ausgrenzung und Armut (vgl. Blanchflower (2000)); sie fördern daher die berufliche Selbständigkeit (vgl. Ajayi-Obe und

---

<sup>2</sup> Weitere Studien zur Einkommensungleichheit in Deutschland finden sich bei Goebel und Grabka (2011a); Becker (2000); Becker und Hauser (1997).

<sup>3</sup> Fuchs-Schündeln (2009) weist daraufhin, dass Selbständige zwar selbst nach Kontrolle für Einkommen und Arbeitszeit eine höhere Zufriedenheit berichten. Dieser Effekt ist jedoch sehr heterogen und hängt davon ab, ob eine Person dem independenten oder hierarchischen Typ zu zuordnen ist.

<sup>4</sup> Hanglberger (2013) zeigt, dass Selbständige nicht generell zufriedener sind, sondern nur in den ersten Jahren nach dem Schritt in die Selbständigkeit.

Parker (2005)) mit dem Argument, dass sich ein hoher Anteil Selbständiger positiv auswirke (vgl. Bazant (2009), S. 32; Göggel et al. (2007), S. 152) und den Wettbewerb, Innovationen sowie das wirtschaftliche Wachstum stärken (vgl. Dawson et al. (2012)). Carree und Thurik (2010) zeigen in einem Literaturüberblick, dass Länder die einen Anstieg in der unternehmerischen Aktivität erfahren auch ein stärkeres wirtschaftliches Wachstum erleben.

Neben der wirtschaftlichen und politischen Bedeutung sind die Selbständigen aufgrund ihrer Anzahl für die Strukturen innerhalb einer Gesellschaft von erheblicher Relevanz. Die konstante, quantitative Bedeutung der Selbständigen in den EU-27 zeigt sich sowohl in absoluter als auch in relativer Hinsicht. Nach Angaben von Eurostat waren in den EU-27 im vierten Quartal 2010 rund 30,7 Mio. Personen (erstes Quartal 2014: 30,3 Mio.) selbständig. Der Anteil der Selbständigen an allen Erwerbstätigen liegt in dem Zeitraum 2005 bis 2013 konstant zwischen 14,5% und 14,9%.

Allerdings lebt eine wachsende Anzahl an Selbständigen in Europa – insbesondere Selbständige ohne Mitarbeiter<sup>5</sup> – in prekären Einkommenssituationen (vgl. Brenke (2013); European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions (2010); Schulze Buschoff (2007)). In der Europäischen Union (EU) sind 18% der Selbständigen armutsgefährdet, bei den abhängig Beschäftigten 6% (vgl. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions (2010)). Wie eigene Analysen ergaben (vgl. Burmeister (forthcoming)) sind Selbständige auch stärker von Niedrigeinkommen betroffen als abhängig Beschäftigte. Weiter ist allgemein bekannt, dass die Einkommen von Selbständigen im Querschnitt stärker streuen (vgl. bspw. Konietzko (2012); Ajayi-Obe und Parker (2005), Merz und Wagner (2004); Merz (2004); Merz (2001)) und im Längsschnitt volatiler sind (vgl. bspw. Böhm (2015), Dittrich et al. (2013) und Merz und Zwick (2008) für die Unternehmer in Deutschland)<sup>6</sup>. Offen ist jedoch, ob sie auch über eine höhere Niedrigeinkommensmobilität verfügen.

## Zielsetzung

Vor dem Hintergrund der Relevanz von Niedrigeinkommensmobilität, der Bedeutung der Selbständigen in den EU-27 und den überdurchschnittlich hohen Niedrigeinkommensquoten von Selbständigen widmet sich der folgende Beitrag der Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten. Ziel ist es zu untersuchen, wie sich individuelle und wohlfahrtsstaatliche Charakteristika auf die Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten auswirken. Zentrale Frage hierbei ist, inwieweit es möglich ist, den Niedrigeinkommensbereich zu verlassen und welchen Individuen dies gelingt. Dabei werden in der Studie die Hypothesen aufgestellt, dass Männer und Selbständige über eine höhere Mobilität verfügen. Des Weiteren wird vermutet, dass ein flexibler Arbeitsmarkt und ein liberaler Wohlfahrtsstaat im Vergleich zu einem unflexiblen Arbeitsmarkt und einem konservativen Wohlfahrtsstaat die Mobilität erhöhen. Die Untersuchung erfolgt auf Basis eines Vergleichs von Deutschland und UK. Hierdurch werden zum einen Vertreter von zwei traditionellen Wohlfahrtsregimen – nämlich des englischsprachigen und des kontinental-europäischen Wohlfahrtsregimes – betrachtet; zum anderen ergeben sich aus den Datenanforderungen Einschränkungen, die zu dieser Länderauswahl führen.

Die Studie leistet damit folgende Beiträge zur aktuellen Diskussion: Erstens werden im Gegensatz zur bestehenden Literatur Selbständige als ein wesentlicher Bestandteil der Erwerbstätigen behandelt. Dabei wird ein pragmatischer Weg aufgezeigt, sich der Problematik des Underreportings zu nähern. Zweitens werden die trotz der Harmonisierung der Daten vorlie-

---

<sup>5</sup> Gewählte männliche Formen beziehen stets gleichermaßen weibliche Personen mit ein. Auf eine konsequente Doppelbezeichnung wird aufgrund besserer Lesbarkeit verzichtet.

<sup>6</sup> Für den US-amerikanischen Raum vgl. bspw. Heaton und Lucas (2000) und Carrington et al. (1996).

genden Unterschiede zwischen den SOEP - und den BHPS - Daten und die damit verbundenen Herausforderungen diskutiert. Schließlich liefern die theoretischen und empirischen Analysen interessante Erkenntnisse hinsichtlich der Bedeutung von persönlichen und wohlfahrtsstaatlichen Charakteristika für die Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten und bieten Ansatzpunkte für weitere Diskussionen.

### **Literaturüberblick zur Niedrigeinkommensmobilität<sup>7</sup>**

Ein Literaturüberblick zur Erklärung von Niedrigeinkommensmobilität und -persistenz zeigt zum einen, dass diese Frage bei Selbständigen bislang kaum untersucht wurde (vgl. Burmeister (forthcoming)). Zum anderen lässt sich festhalten, dass die Mobilität in der Mitte der Einkommensverteilung größer ist, woraus im Umkehrschluss resultiert, dass die Persistenz an den Rändern größer ist (vgl. Pavlopoulos et al. (2010); Gernandt (2009)). Um für potentielle Endogenität des Anfangsstatus bei der Schätzung von Mobilität zu kontrollieren, wurde insbesondere das von van de Ven und van Praag (1981) vorgeschlagene bivariate Probit-Modell in der Literatur genutzt (vgl. bspw. Vieira (2005) und Blázquez Cuesta (2008)). Als prägnante inhaltliche Ergebnisse seien genannt, dass besser qualifizierte Personen und Arbeitnehmer von großen Firmen höhere Chancen auf Aufwärtsmobilität haben (vgl. Vieira (2005); Gernandt (2009)). Ebenso zeigen sich höhere Aufstiegschancen für Männer, jüngere Personen und Mitarbeiter in jungen Unternehmen (vgl. Gernandt (2009); Vieira (2005)). Auf der Makroebene wurden folgende Charakteristika als potentielle Einflussfaktoren auf Niedrigeinkommensmobilität identifiziert:

- Ausgestaltung des Wohlfahrtsstaates (vgl. Pavlopoulos et al. (2010))
  - Netto-Ersatzrate der Arbeitslosenunterstützung (vgl. Bachmann et al. (2012))
  - Steuerbelastung (vgl. Bachmann et al. (2012))
  - Anteil der Bildungsausgaben am BIP (vgl. Bachmann et al. (2012))
- Lohnsetzende Institutionen
  - zentralisierte Tarifverhandlungen (vgl. Pavlopoulos et al. (2010); Menezes et al. (2011); Bachmann et al. (2012))
  - Gewerkschaftsdichte (vgl. Pavlopoulos et al. (2010); Bachmann et al. (2012))
- Arbeitsrechtliche Rahmenbedingungen
  - Beschäftigungsschutz (vgl. Pavlopoulos et al. (2010); Menezes et al. (2011); Bachmann et al. (2012))

Hierbei handelt es sich um akzeptierte Charakteristika von Wohlfahrtsstaaten und Arbeitsmarktinstitutionen (vgl. bspw. Baranowska und Gebel (2010); Bosch (2009); Gangl (2006) sowie Belot und van Ours (2003)), deren Einfluss auch auf Erwerbsarmut untersucht und teilweise bestätigt werden konnten (vgl. Gießelmann (2012); Brady et al. (2010) und Lohmann (2009)).

### **Aufbau der Studie**

Die vorliegende Studie ist wie folgt aufgebaut: In Abschnitt B werden zunächst Einkommensmobilität definiert und die institutionellen Rahmenbedingungen in Deutschland und UK beleuchtet, um anschließend die zentralen Hypothesen für diesen Beitrag zu formulieren.

---

<sup>7</sup> Die Entwicklung von Einkommensmobilität über einen längeren Zeitraum (vgl. bspw. Cardoso (2006) für Portugal und Aretz (2013) für Deutschland), Armutsmobilität auf Haushaltsebene (vgl. bspw. Canto (2003)), die Wirkung von individueller Einkommensmobilität auf die Einkommensmobilität des Haushaltes (vgl. Schäfer et al. (2013)) oder auf die Einkommensungleichheit (vgl. van Kerm und Pi Alperin (2013)) wird an dieser Stelle nicht weiterverfolgt, da der Fokus auf der Erklärung von Niedrigeinkommensmobilität liegt.

Nach der Beschreibung der verwendeten CNEF (Cross-National Equivalent File)-, SOEP (Sozio-oekonomischen Panel)- und BHPS (British Household Panel Survey)-Daten sowie des bivariaten Probit-Modells mit endogener Selektion in Abschnitt C folgt die empirische Analyse der Niedrigeinkommensmobilität und Persistenz in Deutschland und UK in Abschnitt D. Schließlich werden die zentralen Ergebnisse, Beschränkungen dieses Beitrags und weiterer Forschungsbedarf in Abschnitt E diskutiert.

## **2 Theoretische Überlegungen zur Niedrigeinkommensmobilität bei Selbständigen in Deutschland und dem Vereinigten Königreich**

Mobilität wird in der Literatur auf unterschiedliche Arten definiert und der Begriff umfasst verschiedene Konzepte wie relative und absolute Mobilität oder strukturelle und Austauschmobilität (vgl. Nichols und Rehm (2014), S. 100). Umso bedeutender ist es, den Begriff Niedrigeinkommensmobilität ausgehend von einem Verständnis über Einkommensmobilität für die vorliegende Studie zu definieren. Nach der Definition von Niedrigeinkommensmobilität stellt sich die Frage, welche Arbeitsmarkt- und wohlfahrtsstaatliche Charakteristika Einfluss auf die Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten nehmen könnten und wie sie in UK und Deutschland ausgestaltet sind. Auf dieser Grundlage werden schließlich die Hypothesen für diesen Beitrag formuliert.

### **2.1 Definition von Einkommensmobilität**

Im Gegensatz zu statischen Größen wie Armut und Einkommensungleichheit handelt es sich bei Mobilität um eine dynamische Größe, die Veränderungen über die Zeit misst (vgl. Shorrocks (1978b), S. 1013; Shorrocks (1978a), S. 376).<sup>8</sup> Einkommensmobilität kann zunächst als eine spezielle Form der sozialen Mobilität verstanden werden. Unter sozialer Mobilität wird im Allgemeinen die Bewegung einer Person von einer Position in der gesellschaftlichen Ordnung in eine andere Position verstanden. Bei dieser Bewegung kann es sich sowohl um einen Auf- als auch um einen Abstieg handeln. Grundsätzlich sind gleichermaßen laterale Bewegungen möglich, die an der Verortung der Person in der Gesellschaft nichts ändern. Die gesellschaftliche Ordnung kann dabei bspw. auf Klassenpositionen oder Einkommen beruhen (vgl. Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung und Institut für Arbeitsmarktforschung- und Berufsforschung (2011), S. 17). Im letzteren Fall wird von Einkommensmobilität gesprochen.

Im Hinblick auf die Messung von Einkommensmobilität herrscht geringere Übereinkunft darüber, was unter mehr oder weniger Mobilität zu verstehen ist, als dieses bei der Frage nach mehr oder weniger Armut oder Ungleichheit der Fall ist. Da die Beziehung zwischen dem Einkommenssprung und dem Einkommensziel ein wesentlicher Bestandteil der Mobilitätsmessung darstellt, ist ein Mobilitätskonzept komplexer als ein Armuts- oder Ungleichheitskonzept (vgl. Jenkins (2011), S. 117).

Zunächst können kurz- und langfristige Mobilitätskonzepte differenziert werden. Unter kurzfristiger Mobilität werden Längsschnittveränderungen im Einkommen zwischen einem Jahr und dem nächsten oder einem weiteren Jahr verstanden. Längerfristige Mobilitätsstudien beinhalten Untersuchungen hinsichtlich der Form von Einkommensverläufen in persönlichen Lebensverläufen sowie intergenerationelle Mobilität (vgl. Jenkins (2011), S. 115). Im Rahmen dieser Studie liegt der Fokus auf der Untersuchung von Veränderungen im Einkommen einer Person und damit auf der kurzfristigen – intragenerationellen – Mobilität. Neben der Differenzierung von Mobilitätskonzepten nach dem betrachteten Zeitraum identifiziert Jenkins (2011) vier grundlegende Mobilitätskonzepte: Mobilität als Positionsverände-

---

<sup>8</sup> Blázquez Cuesta (2008) definiert – bei der Untersuchung von Muster von Niedriglohnbeschäftigung in Spanien – Mobilität als Wechsel von einem Arbeitsplatz zu einem anderen Arbeitsplatz oder zur Nichtbeschäftigung.



rung, Mobilität als individuelles Einkommenswachstum, Mobilität als Reduzierung der längerfristigen Ungleichheit sowie Mobilität als Einkommensrisiko (vgl. Jenkins (2011), S. 117). Dabei baut er insbesondere auf Atkinson et al. (1992), Fields (2006), Fields und Ok (1999) sowie Jenkins und van Kerm (2009) auf. Maasoumi (1998) und Burkhauser und Couch (2009) stellen weitere einflussreiche Quellen dar (vgl. Jäntti und Jenkins (2013), S. 3).

Der Fokus des vorliegenden Beitrags liegt auf dem Weg aus dem Niedrigeinkommenssektor heraus, weshalb Niedrigeinkommensmobilität basierend auf dem Ansatz von Vieira (2005) (vgl. Tabelle B-1) definiert wird. Als niedrigeinkommensmobil wird demnach eine Person bezeichnet, die kein Niedrigeinkommensempfänger ist, aber in der vorherigen Periode ein Niedrigeinkommen bekommen hat. Des Weiteren wird die Niedrigeinkommensgrenze als 66% des Medianarbeitseinkommens definiert. Die Höhe der Grenze basiert auf der OECD Definition, wobei diese jedoch auf Bruttoeinkommen beruht. Laut dieser Definition werden alle Vollzeit arbeitenden Personen, deren Arbeitseinkommen unterhalb der Grenze von 66% des Bruttomedianeinkommens aller Vollzeit arbeitenden Personen liegt, als Niedrigeinkommensempfänger definiert (vgl. OECD (1996), S. 69). Kritisch anzumerken ist, dass der Wert von 66% normativ festgelegt wurde. Eine kritische Auseinandersetzung mit dieser Grenze erfolgt bspw. bei Burmeister (forthcoming) durch die Betrachtung von alternativen Grenzen in Bezug auf den Median und die Auswirkung auf die Niedrigeinkommensanteile.

Zusammenfassend liegt Niedrigeinkommensmobilität vor, wenn die Niedrigeinkommensgrenze von 66% des Medianeinkommens durch ein Individuum überschritten wird. Da die Überschreitung der Niedrigeinkommensgrenze nur in eine Richtung betrachtet wird, handelt es sich um ein direktionales Maß. Die Bewegung in den Niedrigeinkommensbereich (Abwärtsmobilität) wird an dieser Stelle nicht weiterverfolgt.

**Tabelle B-1: Konzepte für Niedrigeinkommensmobilität**

		Zeitpunkt t	
		Niedrigeinkommen	Hocheinkommen
Zeitpunkt t-1	Niedrigeinkommen	Nicht-mobil	Aufwärtsmobil (z. B. Vieira (2005))
	Hocheinkommen	Abwärtsmobil (z. B. Stewart und Swaffield (1999))	Nicht-mobil

Quelle: Eigene Darstellung.

Maximale Mobilität bedeutet bei dieser Definition, dass alle Niedrigeinkommensempfänger die Niedrigeinkommensgrenze überschreiten. Maximale Immobilität liegt vor, wenn kein Individuum die Niedrigeinkommensgrenze überwindet. Einkommenswachstum führt in diesem Zusammenhang nur dann zu Mobilität, wenn das Einkommenswachstum zu einem Überschreiten der Niedrigeinkommensgrenze, die sich durch den Median bestimmt, führt.

## 2.2 Institutionelle Rahmenbedingungen

Da dieser Beitrag den wohlfahrtsstaatlichen Einfluss auf die Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten fokussiert, wird im Folgenden ein Überblick über den institutionellen Rahmenbedingungen in Deutschland und UK gegeben. Dabei werden basierend auf den Erkenntnissen des Literaturüberblicks (vgl. Abschnitt A) schwerpunktmäßig die Ausgestaltung des Wohlfahrtsstaates und des Arbeitsmarktes betrachtet. Der Arbeitsmarkt wird weiter in die Bereiche lohnsetzende Institutionen und rechtliche Rahmenbedingungen zum Beschäftigungsschutz unterteilt.

### **Ausgestaltung des Wohlfahrtsstaates**

Eine Möglichkeit, die Ausgestaltung eines Wohlfahrtsstaates zu messen, ist der Grad der Dekommodifizierung. Der Grad der Dekommodifizierung bezeichnet das Ausmaß, zu dem Individuen oder Familien unabhängig von der Teilnahme am Arbeitsmarkt einen sozial angemessenen Standard halten können. Dieses wird durch den anspruchsberechtigten Personenkreis, die von den Personen zu erfüllenden Bedingungen und die Höhe der Sozialleistungen bestimmt (vgl. Esping-Andersen (1990), S. 47). Ein hohes Maß an Dekommodifizierung liegt vor, wenn keine oder nur geringe Anspruchsvoraussetzungen existieren und die Höhe der Leistungen für einen angemessenen Lebensstandard ausreichend ist. Die durchschnittliche Netto-Ersatzrate während der Arbeitslosigkeit kann als Indikator für den Grad der Dekommodifizierung verwendet werden. Sie ermöglicht die allgemeine Generosität des Wohlfahrtsstaates in Bezug auf Arbeitslosigkeit zu erfassen.

Die Netto-Ersatzrate hängt von dem Familienstatus, der Anzahl der Kinder und dem Beschäftigungsgrad vor der Arbeitslosigkeit sowie der Dauer der Arbeitslosigkeit ab. DICE (Database for Institutional Comparisons in Europe) (vgl. DICE Database (2013)) stellt basierend auf OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development)-Daten eine durchschnittliche Netto-Ersatzrate zur Verfügung, die in diesem Beitrag verwendet wird. Die durchschnittliche Netto-Ersatzrate berechnet sich danach als der Durchschnitt der Netto-Arbeitslosenunterstützung-Ersatzraten für zwei Beschäftigungsgrade (67% und 100%), drei familiäre Situationen (Alleinlebend, Ein-Verdiener-Ehepaar, Zwei-Verdiener-Ehepaar) und fünf Jahre Arbeitslosigkeit. Die Ersatzraten werden dabei für alle Jahre gleich gewichtet und berücksichtigen die Arbeitslosenunterstützung ohne Sozialhilfe (vgl. DICE Database (2013)). Die durchschnittlichen Netto-Ersatzraten in UK liegen zwischen 2001 und 2009 konstant bei etwa 30% und damit unter dem europäischen Durchschnitt.<sup>9</sup> Deutschland hingegen weist überdurchschnittlich hohe durchschnittliche Netto-Ersatzraten auf. Auffällig ist der Rückgang der durchschnittlichen Netto-Ersatzraten von 61% in 2003 auf 45% in 2005, aus dem eine Annäherung an das europäische Niveau resultiert. Der Rückgang der Netto-Ersatzraten für Arbeitslose ist in Deutschland auf die Hartz-Reformen zurückzuführen. Diese werden als paradigmatische Verschiebung vom traditionellen deutschen Wohlfahrtsstaat hin zu einem stärker liberal geprägten Modell charakterisiert. Frühere Reformmaßnahmen – wie das Job-AQTIV-Gesetz<sup>10</sup> – hatten bereits begonnen, das Prinzip des Stuserhalts aufzuweichen (vgl. Gießelmann (2012), S. 82).

Vor den Hartz-Reformen war es möglich bis zu drei Jahre lang Arbeitslosengeld zu beziehen. Dieses wurde basierend auf dem letzten Gehalt berechnet. Durch die Hartz-Reformen wurde u. a. der Anspruchszeitraum auf ein Jahr verkürzt. Danach ist die staatliche Unterstützung unabhängig vom vorherigen Gehalt, wodurch sich die durchschnittliche Netto-Ersatzrate deutlich verringert hat (vgl. Becker und Hauser (2006)).

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass sich der Grad der Dekommodifizierung zwischen Deutschland und UK stark angenähert hat. Die Transfersysteme in beiden Ländern bieten beachtliche Anreize aktiv am Arbeitsmarkt zu partizipieren (vgl. Gießelmann (2012), S. 83). Nichtsdestotrotz ist die durchschnittliche Netto-Ersatzrate in Deutschland weiterhin deutlich höher als in UK.

### **Lohnsetzende Institutionen**

Als zentrale Maße zur Beschreibung von Lohnverhandlungssystemen werden die Gewerkschaftsdichte und die Abdeckung durch kollektive Verhandlungen genannt (vgl. bspw. Pavlopoulos et al. (2010); Menezes et al. (2011); Bachmann et al. (2012)). Weiter können die Koordination und Zentralisierung von kollektiven Verhandlungen bei der Charakterisierung

---

<sup>9</sup> UK liegt auch dann unterhalb des europäischen Durchschnitts, wenn die für Bulgarien, Estland, Zypern, Lettland, Litauen, Malta, Rumänien und Slowenien vorliegenden Daten einbezogen werden.

<sup>10</sup> AQTIV steht dabei für Aktivieren, Qualifizieren, Trainieren, Investieren und Vermitteln.

eines Arbeitsmarktes unterstützen. Die Koordination von kollektiven Verhandlungen (Collective Bargaining Coordination) bezieht sich auf den Grad, zu dem Lohnverhandlungen auf allen Ebenen (Unternehmen, Industrie, Land) durch Gewerkschaften und Arbeitgeberverbände koordiniert sind. Die Zentralisierung von kollektiven Verhandlungen (Collective Bargaining Centralization) bezieht sich auf den Grad, zu dem Lohnverhandlungen zwischen Gewerkschaften und Arbeitgebern zentralisiert sind (vgl. Gießelmann (2012), S. 85; Pavlopoulos et al. (2010), S. 118).

Die Betrachtung für Deutschland und UK zeigt zunächst, dass die Gewerkschaftsdichte unterhalb des EU-27-Durchschnitts ist und in beiden Ländern über den Zeitverlauf leicht abnimmt. Unter Gewerkschaftsdichte wird dabei der Anteil der Gewerkschaftsmitglieder an allen abhängig Beschäftigten verstanden (vgl. Visser (2013), S. 23). UK liegt dabei basierend auf der Datenbasis „Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts“ (ICTWSS) von Visser (2013) 5 bis 8 Prozentpunkte über Deutschland. Erheblich größere Unterschiede zwischen den beiden Arbeitsmärkten ergeben sich hingegen bei der Betrachtung der Abdeckung durch kollektive Verhandlungen. Hierbei wird die Bedeutung der Gewerkschaften in Deutschland deutlich: Trotz der abnehmenden Tendenz sind in 2009 immer noch über 60% der Arbeitnehmer durch kollektive Verhandlungen abgedeckt. Der Anteil ist fast doppelt so hoch wie der in UK.

Die Art der Koordination in UK wird als unkoordinierte Verhandlungen im Vergleich zu Musterlohn- oder Pilotverhandlungen in Deutschland (seit 2002) beschrieben. Der Koordinations-Index basierend auf der ICTWSS-Datenbasis von Visser (2013) hat sich in Deutschland in 2002 von Drei auf Vier erhöht. Demnach zeichnet sich Deutschland durch ein umfangreiches, geregeltes Festlegen von Standards verbunden mit einem hohen Grad der Gewerkschaftszentralisierung aus. Im Gegensatz hierzu sind in UK die Lohnverhandlungen relativ dezentralisiert und frei von Vorschriften. Die Lohnverhandlungen sind dort fragmentiert und beschränken sich weitgehend auf individuelle Unternehmen oder Betriebe (vgl. Visser (2013)).

Des Weiteren zeigt sich, dass die Lohnverhandlungen in Deutschland stärker zentralisiert als in UK sind. Die ICTWSS-Datenbasis stellt ein zusammenfassendes Maß für die Zentralisierung von Lohnverhandlungen zur Verfügung. Dabei werden sowohl die Autorität der Gewerkschaft als auch die Gewerkschaftsdichte auf unterschiedlichen Niveaus (abgeleitet von Iversen's Zentralisierungsindex) berücksichtigt (vgl. Visser (2013)). Dieses Konzept ist stark mit der Autorität der Gewerkschaften verbunden, der Wettbewerbssituation zwischen Gewerkschaften und den Möglichkeiten von konzentrierten und koordinierten Aktionen. Der Index kann Werte zwischen Null und Eins annehmen. In UK ist er von 2000 bis 2009 von 0,1 auf 0,114 angestiegen; in Deutschland lag er in dem Zeitraum hingegen zwischen 0,475 und 0,506.

Zusammenfassend lässt sich konstatieren, dass standardisierte Indikatoren sowie qualitative Evidenz zeigen, dass die Interessen von Arbeitnehmern bezüglich der Beschäftigungsbedingungen und Einkommen in Deutschland deutlich stärker als in UK koordiniert und zentralisiert sind. Die Abdeckung durch kollektive Verhandlungen ist ebenfalls in Deutschland höher als in UK, so dass die lohnsetzenden Institutionen in Deutschland eine stärkere Rolle als in UK spielen.

### **Beschäftigungsschutz**

Um die Unterschiede im Beschäftigungsschutz zu berücksichtigen, verwenden bspw. Pavlopoulos et al. (2010) den EPL-Index (Employment-Protection-Legislation-Index) der OECD. Dieser Index basiert auf Bestimmungen zum Einstellen und Entlassen von Mitarbeitern sowie Kriterien, die den Beschäftigungsschutz von Normalarbeitsverhältnissen, Zeitarbeit und befristeten Beschäftigungen sowie Massenentlassungen betreffen. Er ergibt sich aus dem

EPRC-Index (Employment Protection for Regular Contracts-Index) und dem EPT-Index (Employment Protection for Temporary Contracts-Index).<sup>11</sup>

Die Entwicklungen in Deutschland und UK legen es jedoch nahe, die Regelungen bezüglich der Normalarbeitsverhältnisse getrennt von denen zur Zeitarbeit und befristeten Beschäftigungen zu betrachten. Grundsätzlich lässt sich für beide Bereiche feststellen, dass Deutschland über einen stärker ausgeprägten Arbeitnehmerschutz als UK verfügt. Der EPRC-Index, der Werte zwischen Null und Sechs annehmen kann, liegt in Deutschland konstant bei 2,68; in UK bei 1,26. Der OECD-Durchschnitt beträgt zum Vergleich um die 2,17. In die Berechnung des EPRC-Index fließen verfahrensrechtliche Schwierigkeiten (wie Regelungen zur Mitteilung der Kündigung), Kündigungsfristen und Abfindungsansprüche sowie Herausforderungen bei individuellen Entlassungen ein. Ebenso werden Erschwernisse bei Massenentlassungen berücksichtigt.

Der EPT-Index erfasst Regelungen zu befristeten Verträgen wie die maximale Anzahl von aufeinanderfolgenden befristeten Verträgen sowie zur Beschäftigung über Zeitarbeitsfirmen wie die Gleichbehandlung von Zeitarbeitnehmern und normalen Arbeitnehmern in einem Unternehmen. In UK ist der EPT von 0,25 (2002) auf 0,38 (seit 2003) angestiegen. Das Niveau des Beschäftigungsschutzes stellt damit eines der geringsten<sup>12</sup> innerhalb der OECD-Staaten dar. Die Veränderung resultiert aus der maximalen kumulierten Dauer von aufeinanderfolgenden, befristeten Verträgen (Variable ftc3). Bis 2002 gab es keine Begrenzung der maximalen Beschäftigungsdauer mit befristeten Verträgen, wodurch Individuen durch eine Reihe von befristeten Verträgen beschäftigt werden konnten, ohne dass ihnen ein unbefristeter Vertrag angeboten werden musste. In 2003 wurde die maximale kumulierte Dauer von aufeinanderfolgenden, befristeten Verträgen auf vier Jahre begrenzt. Danach sind befristet beschäftigte Arbeitnehmer wie unbefristete zu behandeln (vgl. Inanc (2015), S. 87).

Deutschland ist grundsätzlich für ein ausgereiftes System<sup>13</sup> an gesetzlichen Regelungen bekannt, die Voraussetzungen für Kündigungen festlegen, um Beschäftigungssicherheit für die Arbeitnehmer zu ermöglichen. Allerdings werden hierdurch Einstellungen und Entlassungen von Arbeitnehmern für die Unternehmen erschwert (vgl. Geishecker et al. (2010), S. 182). In Deutschland ist der EPT-Index von 2 (bis 2002) auf 1,5 (in 2003) und 1 (seit 2004) gesunken. Der OECD-Durchschnitt liegt bei 1,74. Hierdurch wird zum einen das niedrige Niveau in UK unterstrichen, zum anderen verdeutlicht es, dass Arbeitsmarktreformen – wie das Job-AQTIV-Gesetz und die sogenannten Hartz-Reformen (vgl. Zimmermann (2005)) – in Deutschland dazu geführt haben, dass Deutschland jetzt unter dem OECD Durchschnitt liegt. Verschiedene politische Maßnahmen zwischen 1997 und 2005 weichten die Beschränkungen von atypischen Beschäftigungsformen wie Zeitarbeit und befristete Beschäftigung mit dem Ziel auf, den deutschen Arbeitsmarkt zu flexibilisieren und geringfügige Beschäftigung (vgl. Voss und Weinkopf (2012)), befristete Beschäftigung und Zeitarbeit sowie Selbständigkeit (vgl. Koch et al. (2011)) zu fördern (vgl. Oschmiansky et al. (2007)). Konkret schlagen sich die folgenden Änderungen in dem Index nieder: Zum einen fiel die Beschränkung der Anzahl der Erneuerungen oder Verlängerungen der Zeitarbeitnehmerüberlassung weg<sup>14</sup>. Die maximale Dauer der Zeitarbeitnehmerüberlassung wurde durch das Job-AQTIV-Gesetz von zwölf auf 24 Monate verlängert und durch das Erste Gesetz für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt (vgl. Bundestag (23.12.2002)) vollständig aufgehoben. Schließlich wurde die

<sup>11</sup> Die Daten für den EPL-Index sowie EPRC- und EPT-Index können zusammen mit Informationen zu der Berechnung des Index unter dem Link [www.oecd.org/els/emp/EPL-timeseries.xlsx](http://www.oecd.org/els/emp/EPL-timeseries.xlsx) direkt als Excel-Datei heruntergeladen werden, letzter Abruf 30. November 2015.

<sup>12</sup> Lediglich Kanada und die USA weisen zwischen 2000 und 2009 ebenfalls einen EPT-Index von 0,25 auf.

<sup>13</sup> Bspw. gibt es im Kündigungsschutzgesetz einen Schwellenwert, ab dem kleine Unternehmen in den Geltungsbereich des Gesetzes fallen. Wie sich dieser Schwellenwert auf die Einstellungspolitik von Unternehmen auswirkt, wurde bspw. von Burgert (2005) und Burgert (2006) untersucht.

<sup>14</sup> Befristete Arbeitsverträge zwischen der Zeitarbeitsfirma und dem Arbeitnehmer unterliegen jedoch den allgemeinen Vorschriften zu befristeten Arbeitsverträgen.

maximale kumulierte Dauer von aufeinanderfolgenden, befristeten Verträgen verlängert. Grundsätzlich beträgt sie jetzt 24 Monate.<sup>15</sup> Bei sachlichen Gründen – wie der Vergütung aus Haushaltsmitteln – gibt es keine gesetzliche Grenze.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass ein großer Teil der Arbeitnehmer in Deutschland besser als die entsprechenden Arbeitnehmer in UK geschützt ist. Arbeitnehmer in UK sind damit stärker mit dem Risiko der Abwärtsmobilität und Niedrigeinkommen konfrontiert. Allerdings hat sich die Situation für Zeitarbeiter und Personen mit befristeten Verträgen in Deutschland im Vergleich zu 2002 verschlechtert.

### **2.3 Niedrigeinkommensmobilität und institutionelle Rahmenbedingungen**

Nach der Definition von Niedrigeinkommensmobilität und der Diskussion der institutionellen Rahmenbedingungen können jetzt Hypothesen aufgestellt werden, wie sich diese Charakteristika grundsätzlich und in Verbindung mit dem Beschäftigungsstatus und Geschlecht auf die Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten auswirken (vgl. Abbildung B-1 für die grafische Darstellung).

#### **1) Ländervergleich**

Es wird in dieser Studie vermutet, dass die Niedrigeinkommensmobilität bei einem höheren Sozialschutz geringer ist, da hierdurch der Druck eine Arbeitsstelle anzunehmen verringert wird. In der Folge verringert sich das Risiko, dass unpassende Arbeitsangebote angenommen werden oder Personen sich aus einer Notsituation heraus selbständig machen, wodurch die Fluktuation und entsprechend die Einkommensmobilität sinken. Des Weiteren können starke Gewerkschaften und eine hohe tarifliche Abdeckung dazu führen, dass bei den abhängig Beschäftigten eine geringere Flexibilität in den Lohnverhandlungen vorliegt und die Anreize für den Wechsel des Arbeitsplatzes geringer sind, wodurch die Fluktuation und Einkommensmobilität negativ beeinflusst werden. Auf die Selbständigen wirken starke Gewerkschaften und hohe tarifliche Abdeckung indirekt, da Einkommen und Arbeitsbedingungen der abhängig Beschäftigten eine Referenz bei der Entscheidung, sich selbständig zu machen oder zu bleiben (vgl. Parker (2009), S. 107ff.), darstellen. Wie in Abschnitt B.2 gezeigt wurde, sind in Deutschland trotz der Reformen zwischen 1997 und 2005 der Sozialschutz und die tarifliche Abdeckung immer noch deutlich stärker als in UK ausgeprägt, weshalb anzunehmen ist, dass die Niedrigeinkommensmobilität in UK höher als in Deutschland ist.

*H1\_G) Die Niedrigeinkommensmobilität ist in UK höher als in Deutschland.*

#### **2) Auswirkung des Beschäftigungsstatus unter Berücksichtigung der institutionellen Rahmenbedingungen**

Die im Vergleich zu Einkommen aus abhängiger Beschäftigung höhere Volatilität von selbständigen Einkommen, die eine höhere Niedrigeinkommensmobilität vermuten lässt, ist bekannt (vgl. bspw. Böhm (2015); Dittrich et al. (2013) und Merz und Zwick (2008) für die Unternehmer in Deutschland).

*H2\_G) Die Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen ist höher als die von abhängig Beschäftigten.*

Offen ist jedoch, ob und wie sich die institutionellen Rahmenbedingungen auf die Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen auswirken. Zunächst ist hierbei festzustellen, dass Selbständige für wesentliche wohlfahrtsstaatliche Leistungen wie das Arbeitslosengeld nicht an-

---

<sup>15</sup> Ausnahmen stellen neue Unternehmen und Arbeitslose über 52 Jahre dar. In diesen Fällen sind maximal 48 Monaten bzw. 60 Monate erlaubt.

spruchsberechtigt sind.<sup>16</sup> Ebenso wenig ist ihr Einkommen per Definition durch tarifliche Verhandlungen abgedeckt. Es ist jedoch anzunehmen, dass sich die Arbeits- und Beschäftigungsbedingungen auf die Entscheidung, sich selbständig zu machen oder zu bleiben, Einfluss nehmen (vgl. Parker (2009), S. 107ff.). Ein stärkere tarifliche Abdeckung und ein höherer Beschäftigungsschutz – wie sie in Deutschland im Vergleich zu UK vorliegen – erhöhen die Opportunitätskosten für Selbständige. Das bedeutet, dass Selbständige eine höhere Risiko-kopraämie für den Einstieg in die Selbständigkeit erwarten, da das Risiko in der Selbständigkeit bedingt durch die höhere Beschäftigungssicherheit in der abhängigen Beschäftigung vergleichsweise höher ist. Des Weiteren verringern sich die Chancen auf höhere Einkommen in abhängiger Beschäftigung, wenn die Gewerkschaften eine stärkere Rolle spielen und Lohn-verhandlungen zentralisiert erfolgen. Hierdurch machen sich eher risikofreudige Individuen selbständig, wodurch ein höherer Beschäftigungsschutz durch die Steigerung des Risikos für die Selbständigen zu einer höheren Mobilität bei den Selbständigen führt. Da der Beschäftigungsschutz in Deutschland stärker als in UK ausgeprägt ist, resultiert hieraus für den Ländervergleich von Deutschland und UK die Hypothese:

*H2\_I) Der Unterschied zwischen Selbständigen und abhängig Beschäftigten in der Niedrigeinkommensmobilität ist in Deutschland höher als in UK.*

### **3) Auswirkung des Geschlechts unter Berücksichtigung der institutionellen Rahmenbedingungen**

Durch den Literaturüberblick wurde herausgestellt, dass Männer eine höhere Niedrigeinkommensmobilität als Frauen aufweisen (vgl. bspw. Vieira (2005)).

*H3\_G) Die Niedrigeinkommensmobilität von Männern ist höher als die der Frauen.*

Offen ist jedoch, wie sich die Ausgestaltung des Wohlfahrtsstaates und des Arbeitsmarktes sowie die Selbständigkeit auf den Unterschied zwischen Männern und Frauen auswirken. Es ist zu vermuten, dass sich der Geschlechterunterschied in der Einkommensmobilität durch einen liberalen Staat mit flexiblem Arbeitsmarkt wie UK im Gegensatz zu Deutschland als Vertreter des konservativen Wohlfahrtsstaates mit einem weniger flexiblen Arbeitsmarkt verstärkt. Diese Vermutung lässt sich damit motivieren, dass Männer Verhandlungsspielräume besser für sich nutzen und damit offensiver an einer Verbesserung ihrer Einkommenssituation wirken können (vgl. Mazei et al. (2015)).

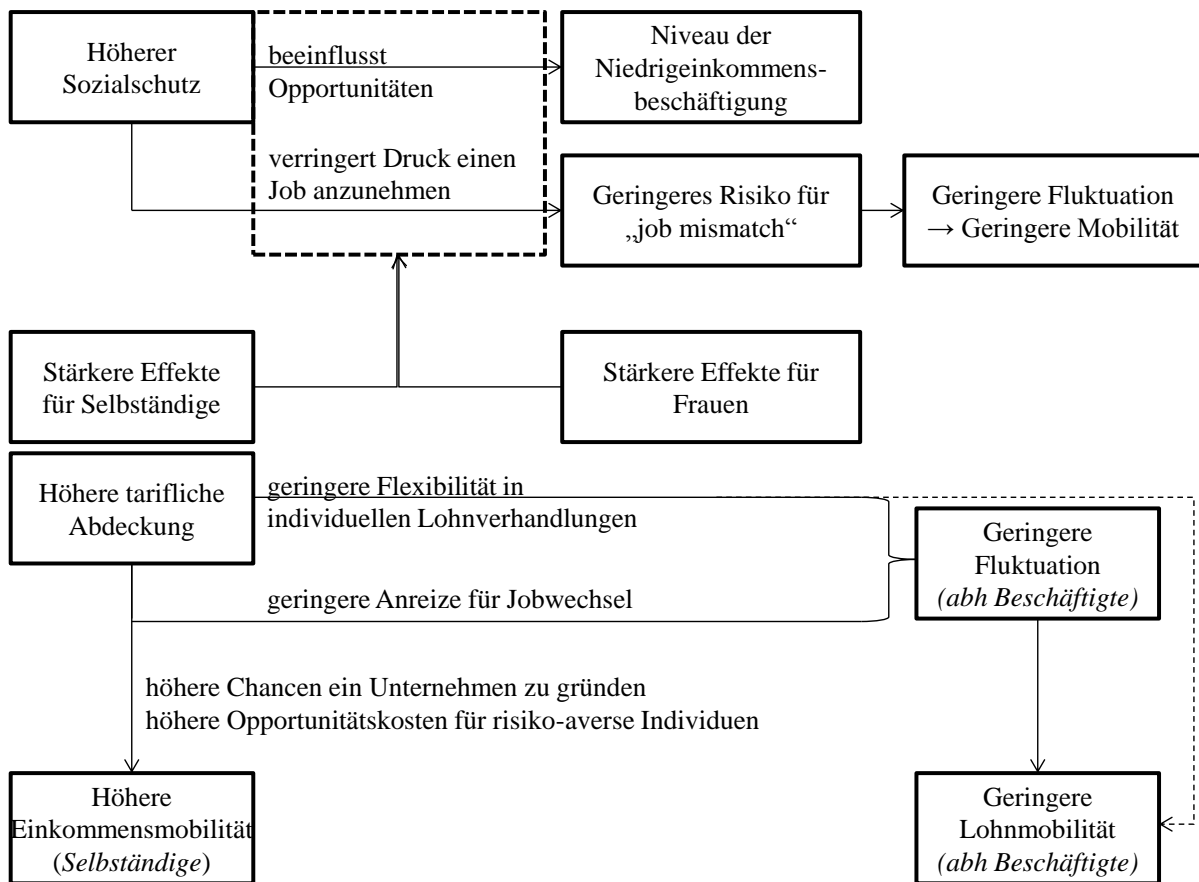
*H3\_Ia) Der Unterschied zwischen Frauen und Männern in der Niedrigeinkommensmobilitätsrate ist in UK höher.*

Ebenso wie ein flexiblerer Arbeitsmarkt mit größeren Verhandlungsspielräumen verbunden ist, verfügen auch Selbständige über größere Gestaltungsmöglichkeiten. Daher wird vermutet, dass die Geschlechterlücke durch die Selbständigkeit verstärkt wird.

*H3\_Ib) Der Unterschied zwischen Frauen und Männern in der Niedrigeinkommensmobilität ist bei Selbständigen höher als bei abhängig Beschäftigten.*

---

<sup>16</sup> In Deutschland können sich Selbständige seit 2006 unter bestimmten Voraussetzungen freiwillig in die Arbeitslosenversicherung eintreten. Es handelt sich dann um ein Versicherungspflichtverhältnis auf Antrag, welches in §28a SGB III geregelt wird. Zwischen 2006 und 2012 gab es lediglich rund 490.000 Neuanträge (vgl. Jahn und Springer (2013), S. 2) bei rund 4,2 Mio. Selbständigen in 2012 (vgl. IfM (Institut für Mittelstandsforschung), online frei verfügbar unter <http://www.ifm-bonn.org/statistiken/selbststaendige-freiberufe/>, letzter Abruf am 30.11.2015).

**Abbildung B-1: Herleitung der Hypothesen zur Niedrigeinkommensmobilität**

Quelle: Eigene Darstellung.

Neben den in dieser Studie zentral interessierenden Einflüssen des Beschäftigungsstatus und des Geschlechts unter der Berücksichtigung der institutionellen Rahmenbedingungen wurden in der Literatur (vgl. Gernandt (2009); Vieira (2005)) weitere sozio-ökonomische Faktoren identifiziert, die die Einkommensmobilität beeinflussen. Hierzu zählen insbesondere das Alter und die Bildung. Für diese Variablen wird in den jeweiligen Modellen kontrolliert.

### 3 Daten und Methoden zur Untersuchung der Niedrigeinkommensmobilität und Persistenz Selbständiger in der Europäischen Union

Die empirische Untersuchung der Niedrigeinkommensmobilität stellt hohe Anforderungen an potentielle Datenbasen. Zum einen sind Paneldaten notwendig, um die Veränderungen des individuellen Einkommens über die Zeit beobachten zu können. Zum anderen werden Informationen über Selbständige, ihr Arbeitseinkommen, sozio-ökonomische Faktoren wie Bildung und Geschlecht sowie Arbeitsplatzcharakteristika benötigt. Bei länderübergreifenden Datenerhebungen handelt es sich regelmäßig um Querschnittsdaten. Eine Ausnahme stellt EU-SILC (European Union Statistics on Income and Living Conditions) dar. Dabei ist jedoch zu beachten, dass die Daten aus unterschiedlichen Quellen stammen und unterschiedlich erhoben werden (Register- vs. Befragungsdaten), wodurch die Vergleichbarkeit fraglich wird (vgl. Jäntti und Jenkins (2013), S. 84). Daher wird im Folgenden auf zwei europäische Panelerhebungen zurückgegriffen, für die durch das CNEF-Projekt harmonisierte Daten zur Verfügung stehen: das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) und der British Household Panel Survey (BHPS). Nach der Beschreibung der Datenbasis und der Operationalisierung in

Abschnitt C.1 werden in Abschnitt C.2 der in dieser Arbeit gewählte methodische Ansatz zur Erklärung von Niedrigeinkommensmobilität sowie das verwendete bivariate Probit-Modell mit endogener Selektion erläutert.

### **Datenbasis: Sozio-oekonomisches Panel (SOEP) 2000-2009 und British Household Panel Survey (BHPS) 2000-2008**

Grundlage des Datensatzes bilden die harmonisierten CNEF-Daten für Individuen zwischen 20 und 60 Jahren basierend auf BHPS (Wellen 2000-2008) und SOEP (Wellen 2000-2009). Das Jahr 2000 bietet sich als untere Grenze an, da in dieser Welle im SOEP eine große Zusatzstichprobe eingebunden wurde. 1999 wurden zudem Wales und Schottland über Zusatzstichproben im BHPS aufgenommen; Irland folgte 2000. Der Zeitraum wird nach oben hin durch den BHPS begrenzt, da für diesen nur bis 2008 Daten vorliegen. Variablen, die nicht in den harmonisierten CNEF Daten enthalten sind, werden aus den originalen, individuellen Datensätzen entnommen (für eine Übersicht der verwendeten Variablen, ihre Quellen und die Referenzperiode vgl. Tabelle C-1). Zu berücksichtigen bei den Variablen aus SOEP, BHPS sowie bei den harmonisierten CNEF-Daten ist, dass sich die Informationen auf unterschiedliche Perioden beziehen können. So werden manche Daten für den letzten Monat, einen bestimmten Monat, das laufende oder das vergangene Jahr erhoben oder berechnet. In jeder Welle liegen für Deutschland und UK schließlich jeweils über 600 Selbständige mit Einkommensinformationen vor. Die konkreten Fallzahlen für Vollzeitbeschäftigte mit Einkommensinformationen können der Tabelle C-2 entnommen werden. Für detailliertere Informationen wird auf Burmester (forthcoming) verwiesen.

Um die Jahreseinkommen miteinander vergleichen zu können, beschränkt sich die Analyse auf Vollzeitbeschäftigte, die das vollständige Jahr gearbeitet haben. Hierbei ist zu beachten, dass die Informationen über den Beschäftigungsstatus retrospektiv erhoben werden und dementsprechend in das Vorjahr zu transferieren sind. Die Summe der Nicht-Vollerwerbstätigen und Vollerwerbstätigen in 2000 entspricht folglich der Fallzahl aus 2001. Die Unterscheidung in Selbständige und abhängig Beschäftigte erfolgt für das jeweilige Jahr. Die Selbständigenquoten berechnet als Anzahl der Selbständigen dividiert durch die Summe der Selbständigen und abhängig Beschäftigten pro Jahr zeigen, dass diese mit den durch Eurostat<sup>17</sup> veröffentlichten Selbständigenquoten vergleichbar sind. Werden nur die Personen mit Informationen über das Jahreseinkommen betrachtet, so verändern sich die Zahlen kaum, da Vollzeitbeschäftigte in CNEF u. a. über ein positives Einkommen definiert werden. Weiter lässt sich zeigen, dass die Selbständigenquoten zu ähnlichen Ergebnissen führen, wenn eine gewichtete Berechnung vorgenommen wird.

---

<sup>17</sup> Die zugrundeliegende Tabelle „Prozent der selbstständig Beschäftigten nach Geschlecht, Altersgruppe und Haushaltszusammensetzung [lfst\_hhsety]“ ist auf der Homepage von Eurostat frei zugänglich, letzte Aktualisierung: 29. April 2014, letzter Abruf: 24. Juli 2014.



**Tabelle C-1: Übersicht über die Variablen und ihre Quellen**

Variable	Quelle	Deutschland	UK
Variablen im Zusammenhang mit der abhängigen Variablen			
Niedrigeinkommensmobilität	generiert	basierend auf CNEF Variable I11110_\$\$\$\$ für zwei aufeinanderfolgende Jahre (1 = Wechsel aus dem Niedrigeinkommensbereich in Hocheinkommensbereich)	
Jahresbruttoeinkommen	CNEF (I11110_\$\$\$\$)	Einkommen des Vorjahres in EUR	Einkommen vom 1. September des Vorjahres bis zum 1. September des aktuellen Jahres in britischen Pfund
Individuelle Charakteristika			
Geschlecht	CNEF (D11102LL)	Referenzkategorie: Frau	
Alter (und quadriertes Alter)	CNEF (D11101_\$\$\$\$)	metrische Variable gemessen in Jahren	
Bildung	generiert	basierend auf SOEP Variable isced\$\$ und BHPS Variable \$iscd, Unterscheidung in geringen (ISCED 1 und 2), mittleren (ISCED 3 und 4) und hohen Bildungsabschluss (ISCED 5 und 6)	
Arbeitsplatzcharakteristika			
Beschäftigungsstatus	CNEF (E11102_\$\$\$\$)	Referenz: abhängig Beschäftigt	
Beschäftigungsdauer (und quadrierte Beschäftigungsdauer)	generiert	entspricht SOEP Variable \$erzeit (Variable gibt die Zeit mit der Firma an)	basierend auf BHPS Variable \$jsbgy4 (Selbständige) und \$jbbgy4 (abhängig Beschäftigte) (Variablen geben jeweils das Jahr an, in dem die aktuelle Beschäftigung begann)
Arbeitsplatzwechsel	generiert	basierend auf "Beschäftigungsdauer", ein Arbeitsplatzwechsel liegt vor, wenn die Beschäftigungsdauer kleiner oder gleich einem Jahr beträgt (1 = Arbeitsplatzwechsel liegt vor)	
Arbeitszeit	CNEF (E11101_\$\$\$\$)	gewöhnliche wöchentliche Arbeitszeit (inkl. Überstunden) multipliziert mit der Anzahl der gearbeiteten Monate und 4,33 (durchschnittliche Anzahl der Wochen pro Monat) im vergangenen Jahr	gewöhnliche wöchentliche Arbeitszeit (inkl. Überstunden) multipliziert mit der Anzahl der gearbeiteten Wochen im vergangenen Jahr
Firmengröße	generiert	basierend auf SOEP Variable betr\$\$ Solo-Selbständig, 1–5: kleines Unternehmen, 5–200: mittleres Unternehmen, >200: großes Unternehmen	basierend auf BHPS Variable \$jssize Solo-Selbständig, 1–2: kleines Unternehmen, 3–200: mittleres Unternehmen, >200: großes Unternehmen
Industriesektor	CNEF (E11106_\$\$\$\$)	einstelliger Indikator für die Industrie (Referenz: Land- und Forstwirtschaft)	

Quelle: Eigene Darstellung basierend auf CNEF Codebooks (vgl. Christopoulou (2011a); Christopoulou (2011b) und Lillard et al. (2016)).

**Tabelle C-2: Vollzeitwerbstätige mit Informationen zum Jahreseinkommen**

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
UK									
Selbständige	707	770	757	760	740	749	675	655	0
abhängig Beschäftigte	4.562	4.895	4.722	4.596	4.516	4.377	4.257	4.060	0
Selbständigenquote in %	13,4	13,6	13,8	14,2	14,1	14,6	13,7	13,9	
Deutschland									
Selbständige	761	684	772	747	730	703	756	657	611
abhängig Beschäftigte	6.665	6.192	6.511	6.153	5.849	5.482	5.722	5.564	5.181
Selbständigenquote in %	10,2	9,9	10,6	10,8	11,1	11,4	11,7	10,6	10,5

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf CNEF-BHPS und BHPS (2000-2008) sowie CNEF-SOEP und SOEP (2000-2009).

### Demographische Gewichtung

Ein besonderes Problem bei der Verwendung von Befragungsdaten im Vergleich zu administrativen Daten ist es, repräsentative Ergebnisse zu bekommen (vgl. Merz (1994)). Individuelle Gewichte können genutzt werden, um ungleiche Selektionswahrscheinlichkeiten und Panelmortalität zu kompensieren, und sind notwendig, um auf der Grundgesamtheit basierende Statistiken zu erhalten (vgl. Christopoulou (2011c), S. 2-115; Goebel und Grabka (2011b), S. 2-145). In diesem Beitrag werden zur demographischen Gewichtung die entsprechenden Gewichtungsfaktoren aus den CNEF-Datensätzen verwendet.

Für Querschnittsanalysen kann grundsätzlich die Gewichtungsvariable W11101 genutzt werden. Diese basiert im Fall der BHPS-Daten auf wXRWGHT (für weitere Details hierzu vgl. Taylor et al. (2010), S. A5-6ff.). Wenn in der Analyse alle SOEP-Teilstichproben inklusive der Hocheinkommensstichprobe berücksichtigt werden, sollte für die SOEP-Daten die Gewichtungsvariable W11105<sup>18</sup> verwendet werden (für eine detaillierte Diskussion der Gewichtung im SOEP vgl. Spieß et al. (2008) und Kroh (2010)).

Für Längsschnittanalysen ist die Gewichtungsvariable W11103 relevant, der für die BHPS-Daten die Variable wLRWGHT zugrunde liegt (vgl. Taylor et al. (2010), S. A5-6ff., für detaillierte Informationen). Im Fall des SOEP enthält die Variable W11103 jedoch nur die Bleibefaktoren. Der Bleibefaktor entspricht der Inversen der Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum im genannten Jahr an der Befragung teilnimmt. Um eine balancierte Stichprobe angemessen zu gewichten, ist für die SOEP-Daten ein Längsschnittgewicht zu generieren, indem das individuelle Gewicht mit den Bleibefaktoren der Folgejahre multipliziert wird. Werden bspw. die Jahre 2000, 2001 und 2002 betrachtet, so ergibt sich das Längsschnittgewicht aus  $W1110100 * W1110301 * W1110302$ <sup>19</sup>. Im Rahmen der Mobilitätsanalyse werden regelmäßig zwei aufeinanderfolgende Jahre betrachtet, um eine Aussage über die Mobilität treffen zu können. Daher ist der Bleibefaktor mit dem individuellen Gewicht des Vorjahres zu multiplizieren.

### Einkommenskonzept

Generell stellen sich in Bezug auf Daten für Mobilitätsuntersuchungen Fragen nach dem „Von was“, „Von wem“ und „Wann“ (vgl. Jäntti und Jenkins (2013), S. 81ff.). Demnach ist bei Einkommensmobilität zunächst zu klären, welches Einkommen zugrunde gelegt werden soll. Weiter stellt sich die Frage nach der Beobachtungseinheit. Aus der Forschungsfrage ergibt sich, dass das Arbeitseinkommen auf dem Level von Individuen untersucht werden soll. Eine Alternative könnte das Nettoäquivalenzeinkommen auf Haushaltsebene darstellen. Schließlich sind zwei zeitliche Aspekte zu berücksichtigen. Zum einen handelt es sich hierbei die Referenzperiode des Einkommens (Jahres-, monatliches oder Stundeneinkommen). Zum anderen um den zeitlichen Abstand zwischen der Ausgangs- und der Zielposition. Auf die beiden zeitlichen Aspekte wird im Folgenden näher eingegangen.

Einkommen werden im Rahmen von empirischen Analysen zur Einkommenshöhe oder Einkommensverteilung in der Regel auf Monats- und Stundenbasis betrachtet. Bei Mobilitätsanalysen bietet sich zudem das Jahreseinkommen an. Bei der Wahl der Referenzperiode ist für Mobilitätsuntersuchungen noch stärker als bei der Einkommenshöhe und -verteilung zu beachten, dass umso länger die Referenzperiode ist, desto stärker Einkommensstreuung und Perioden mit geringem Einkommen geglättet werden. Eine Betrachtung auf Stundenbasis wird nicht weiterverfolgt, da keine direkte Abfrage im Fragebogen erfolgt und eine erhöhte Unsicherheit bei der Berechnung für Selbständige vorliegt.

---

<sup>18</sup> Die Variable W11105 basiert für die Jahre 1984 bis 2001 auf den Gewichtungsvariablen \$PHRF und ab 2002 auf \$PHRFALL.

<sup>19</sup> Die letzten beiden Ziffern geben jeweils das Jahr an.

In den CNEF-Daten sind zum einen Informationen zu den Jahresbruttoarbeitseinkommen enthalten. Diese beziehen sich für BHPS im Jahr  $t$  auf die Einkommen vom 1. September 200 $t-1$  bis zum 1. September 200 $t$ . Für die SOEP-Daten sind die Einkommen des vorangegangenen Kalenderjahres erfasst. Des Weiteren sind in den SOEP- und BHPS-Daten Monatsbrutto- und -nettoeinkommen enthalten. Bei den Monatsbrutto- und -nettoeinkommen zielen die Fragen im BHPS auf das am 1. September des Jahres erhaltene Einkommen ab. Im SOEP wird das Einkommen des letzten Monats erfragt. Die SOEP-Feldzeit im persönlich-mündlichen Bereich reicht von Februar bis Mitte August, zusätzlich werden rund zwei Monate auf die Nachbearbeitung in der zentralen Bearbeitung verwendet. Knapp zwei Drittel der Haushalte werden während der ersten beiden Monate der Feldzeit bearbeitet und rund 90% der Haushalte sind nach fünf Monaten vollständig bearbeitet. Folglich beziehen sich die erfassten monatlichen Einkommen im Wesentlichen auf das erste Quartal des jeweiligen Jahres.

In der Literatur wird regelmäßig auf das monatliche Einkommen abgezielt, da in der jährlichen Betrachtung wirtschaftlich angespannte Zeiten verloren gehen können (vgl. hierzu Atkinson et al. (2002), S. 148). Problematisch bei der monatlichen Betrachtung ist hingegen, dass Einmalzahlungen wie Boni und Urlaubs- oder Weihnachtsgeld nur bedingt erfasst werden. Ebenso können insbesondere die monatlichen Einkommen bei Selbständigen durch saisonale Einflüsse variieren. Weiter stellt sich die Frage, über welchen Zeitraum Personen ihre Ausgaben planen. Bspw. führen Anlässe wie Weihnachten, Geburtstage und fällige Versicherungen zu abweichenden Monatsausgaben. Insgesamt erscheint die Betrachtung auf Jahresebene zur Analyse der Mobilität daher als angemessen. Zumal monatliche Daten nicht für zwölf Monate im Jahr vorliegen und Sprünge zwischen den Monaten aus der Zahlung, jedoch nicht aus der periodengerechten Zuordnung resultieren.<sup>20</sup> Die Jahreseinkommen im CNEF-BHPS sind in Britischen Pfund. Die Umrechnung in Euro erfolgt basierend auf historischen Wechselkursjahresdurchschnitten von OANDA<sup>21</sup>.

Als zeitlicher Abstand zwischen den beiden Vergleichspunkten (Einkommensursprung und Einkommensziel) wird grundsätzlich ein Jahr festgelegt. Lediglich bei ausgewählten deskriptiven Analysen werden Entwicklungen über einen längeren Zeitraum betrachtet.

Aufgrund der aufgeführten Gründe wird in diesem Beitrag primär das Jahreseinkommen betrachtet. Um Vergleichbarkeit in den Einkommen sicherzustellen, wird die Analyse auf die Vollzeitbeschäftigten eingeschränkt. Die Identifikation der Vollzeitbeschäftigten im SOEP und im BHPS erfolgt anhand der CNEF-Klassifizierung. Als Vollzeitbeschäftigte werden demnach Individuen definiert, die ein positives Einkommen angeben und mindestens 1.820 Stunden (durchschnittlich 35 Stunden pro Woche) gearbeitet haben. Die Angaben beziehen sich dabei auf das vergangene Jahr.

### **Niedrigeinkommensgrenze**

Die Niedrigeinkommensgrenze wird als 66% des Mediannettoarbeitseinkommens der Vollzeitbeschäftigten des jeweiligen Landes und der Welle berechnet (vgl. OECD (1996), S. 69). Liegt das Einkommen einer Person unterhalb der Grenze, so wird das Einkommen folglich als Niedrigeinkommen und die Person als Niedrigeinkommensempfänger bezeichnet.

### **Gender**

Das Geschlecht wird über die Dummy-Variable Mann berücksichtigt. Diese nimmt den Wert Eins an, wenn es sich bei der befragten Person um einen Mann handelt.

### **Bildung und weitere erklärende Variablen**

---

<sup>20</sup> Boni werden bspw. zwar häufig am Ende eines Jahres ausgezahlt, werden aber im ganzen Jahr erwirtschaftet.

<sup>21</sup> Vgl. Homepage von OANDA (<http://www.oanda.com/lang/de/currency/historical-rates/>, letzter Abruf 19.11.2015).

Die Schulbildung wird basierend auf der LIS (Luxembourg Income Study Database)- und ISCED (International Standard Classification of Education)-Klassifizierung in geringe, mittlere und hohe Schulbildung unterschieden. Die Ausprägungen 1 und 2 werden dem geringen Bildungsniveau, 3 und 4 einem mittleren sowie 5 und 6 einem hohen Bildungsniveau zugeordnet. Detaillierte Informationen zu den weiteren Kontrollvariablen Alter, Beschäftigungsdauer, Arbeitsplatzwechsel, Arbeitszeit, Firmengröße, und Industriesektor sind der Tabelle C-1 zu entnehmen.

### **3.2 Methodischer Ansatz zur Messung und Erklärung von Niedrigeinkommensmobilität und Persistenz**

Als Mobilität wurde die Wahrscheinlichkeit ein Nicht-Niedrigeinkommensempfänger zu sein unter der Bedingung, im vorangehenden Zeitpunkt ein Niedrigeinkommen bekommen zu haben, definiert (vgl. Abschnitt B.1). Dadurch kann Mobilität nur für Personen beobachtet werden, die im vorherigen Zeitpunkt Niedrigeinkommensempfänger waren. Hieraus resultiert das sogenannte Anfangswertproblem (Initial Condition Problem), das als ein Problem der Stichprobenselektion angesehen werden kann. Zur Schätzung schlägt Vieira (2005) das bivariate Probit-Modell mit endogener Selektion von van de Ven und van Praag (1981) vor, das auch hier verwendet wird.

Das Modell besteht aus einer zentral interessierenden Probit-Gleichung sowie einer Selektionsgleichung. Die abhängige Variable der Probit-Gleichung nimmt den Wert Eins an, wenn sich die Person aus dem Niedrigeinkommen herausbewegt hat, d. h., dass sie in der aktuellen Periode kein Niedrigeinkommensempfänger ist, unter der Bedingung, dass sie es im Vorjahr war. Die abhängige Variable der Selektionsgleichung nimmt den Wert Eins an, wenn das Individuum in der vorherigen Periode ein Niedrigeinkommen bekommen hat.

Für die endogene Selektion in die Anfangssituation werden Variablen der Eltern verwendet, die auf die sozioökonomische Gruppe der Eltern der befragten Person schließen lassen. Stewart und Swaffield (1999) folgend wird argumentiert, dass diese Variablen zwar einen Einfluss darauf haben, dass eine Person Niedrigeinkommensempfänger ist, aber nicht auf den Wechsel aus dem Niedrigeinkommensbereich. Die sozioökonomische Gruppe des Vaters und der Mutter sind im BHPS und im SOEP ähnlich nach Goldthorpe klassifiziert. Während diese Variable im SOEP auch die Information enthält, ob ein Elternteil arbeitslos war, ist dieses im BHPS nicht direkt der Fall. Die Information ist jedoch über eine alternative Variable verfügbar. Die Bildung der Eltern kann nicht berücksichtigt werden, da sie im BHPS nicht verfügbar ist.

Im Folgenden werden vier aufeinander aufbauende Modelle analysiert, um Niedrigeinkommensmobilität zu untersuchen. Als individuelle Variablen werden im ersten Modell der Beschäftigungsstatus (Referenz: abhängig Beschäftigt), das Geschlecht (Referenz: Frau), das Alter, das quadrierte Alter sowie das Bildungsniveau (Referenz: geringes Bildungsniveau) in die Regressionsgleichungen aufgenommen (vgl. für eine tabellarische Darstellung Tabelle C-3). Im zweiten Modell werden arbeitsplatzbezogene Variablen wie Arbeitsplatzwechsel, Beschäftigungsdauer und die quadrierte Beschäftigungsdauer, Arbeitszeit und die Firmengröße (Referenz: großes Unternehmen) ergänzt. Schließlich wird im dritten Modell für den Industriesektor (Referenz: Land- und Forstwirtschaft) und den Periodeneinfluss durch Dummy-Variablen für die Jahre (Referenz: 2001) kontrolliert. Im vierten Modell wird schließlich zusätzlich die Interaktion von Selbständigkeit ohne und mit Mitarbeiter und Geschlecht berücksichtigt.

**Tabelle C-3: Übersicht über die Regressionsmodelle zur Einkommensschätzung**

Erklärende Variable	Modell			
	I	II	III	IV
<i>Individuelle Variablen</i>				
Beschäftigungsstatus	x	x	x	x
Geschlecht	x	x	x	x
Alter (und quadriert)	x	x	x	x
Bildungsniveau	x	x	x	x
<i>Arbeitsplatzbezogene Variablen</i>				
Arbeitsplatzwechsel		x	x	x
Beschäftigungsdauer (und quadriert)		x	x	x
Arbeitszeit		x	x	x
Firmengröße		x	x	x
<i>Sektoren- und Periodeneinfluss</i>				
Industriesektor			x	x
Periodeneinfluss			x	x
<i>Geschlechtsspezifische Effekte in Abhängigkeit des Berufsstatus</i>				
Selbständigkeit ohne Mitarbeiter*Mann				x
Selbständigkeit mit Mitarbeiter*Mann				x
<i>Bildungseinfluss der Eltern (Selektionsvariable)</i>				
Bildung der Mutter	x	x	x	x
Bildung des Vaters	x	x	x	x

Quelle: Eigene Darstellung.

Die Schätzung der Modelle erfolgt länderspezifisch. Formalisiert stellt sich das Modell IV (mit Interaktion von Geschlecht und Beschäftigungsstatus) wie folgt dar:

**Formel C-1: Modell zur Schätzung der Niedrigeinkommensmobilität mit geschlechtsspezifischen Effekten in Abhängigkeit des Berufsstatus (Modell IV)**

$$\begin{aligned}
 M_i^* = & \theta_0 + \theta_1 * SEoMA_i + \theta_2 * SEmMA_i + \theta_3 * Mann_i \\
 & + \theta_4 * Alter_i + \theta_5 * Alter_i^2 + \theta_6 * m\_bil_i + \theta_7 * h\_bil_i \\
 & + \theta_8 * SEoMA_i * Mann_i + \theta_9 * SEmMA_i * Mann_i \\
 & + \theta'_c X_i + \theta'_\lambda \lambda_i + u_i
 \end{aligned}$$

wobei  $M_i$  den Wert Eins annimmt, wenn eine Person aus dem Niedrigeinkommensbereich aufgestiegen ist.  $M_i^*$  entspricht der latenten Variablen.  $\theta$  bezeichnet die zu schätzenden Koeffizienten. Bei  $SEoMA_i$  und  $SEmMA_i$  handelt es sich um Dummy-Variablen, die den Wert Eins annehmen, wenn eine Person Selbständig ohne bzw. mit Mitarbeiter ist. Die Variable  $Mann_i$  indiziert, ob es sich um einen Mann handelt. Über die Variablen  $Alter_i$  und  $Alter_i^2$  werden das Alter in Jahren sowie das quadrierte Alter berücksichtigt.  $m\_bil_i$  und  $h\_bil_i$  sind Dummy-Variablen, die bei einem mittleren bzw. einem hohen Bildungsabschluss den Wert Eins annehmen. Die Terme  $SEmMA_i * Mann_i$  und  $SEoMA_i * Mann_i$  berücksichtigen die Interaktion des Geschlechts mit dem Selbständigkeitsstatus.  $X_i$  ist ein Vektor, der arbeitsplatzbezogene Variablen und weitere Kontrollvariablen enthält (vgl. Tabelle C-3).  $u_i$  bezeichnet den Störterm und  $\lambda_i$  ist ein Selektionskorrekturterm, der basierend auf der Schätzung der Selektionsgleichung berechnet wird:

### **Formel C-2: Modell zur Schätzung der Ausgangssituation mit geschlechtsspezifischen Effekten in Abhängigkeit des Berufsstatus (Modell IV)**

$$\begin{aligned}
 NEK_i^* = & \theta_0 + \theta_1 * SEoMA_i + \theta_2 * SEmMA_i + \theta_3 * Mann_i \\
 & + \theta_4 * Alter_i + \theta_5 * Alter_i^2 + \theta_6 * m\_bil_i + \theta_7 * h\_bil_i \\
 & + \theta_8 * SEoMA_i * Mann_i + \theta_9 * SEmMA_i * Mann_i \\
 & + \theta_S * B_i + \theta_C * X_i + u_i
 \end{aligned}$$

wobei  $NEK_i$  den Wert Eins annimmt, wenn eine Person sich in der Vorperiode im Niedrigeinkommensbereich befand.  $NEK_i^*$  entspricht der latenten Variablen.  $B_i$  ist ein Vektor, der die Dummy-Variablen für die sozioökonomischen Berufsgruppen des Vaters und der Mutter enthält.

## **4 Niedrigeinkommensmobilität bei Selbständigen und dem Vereinigten Königreich – Empirische Ergebnisse**

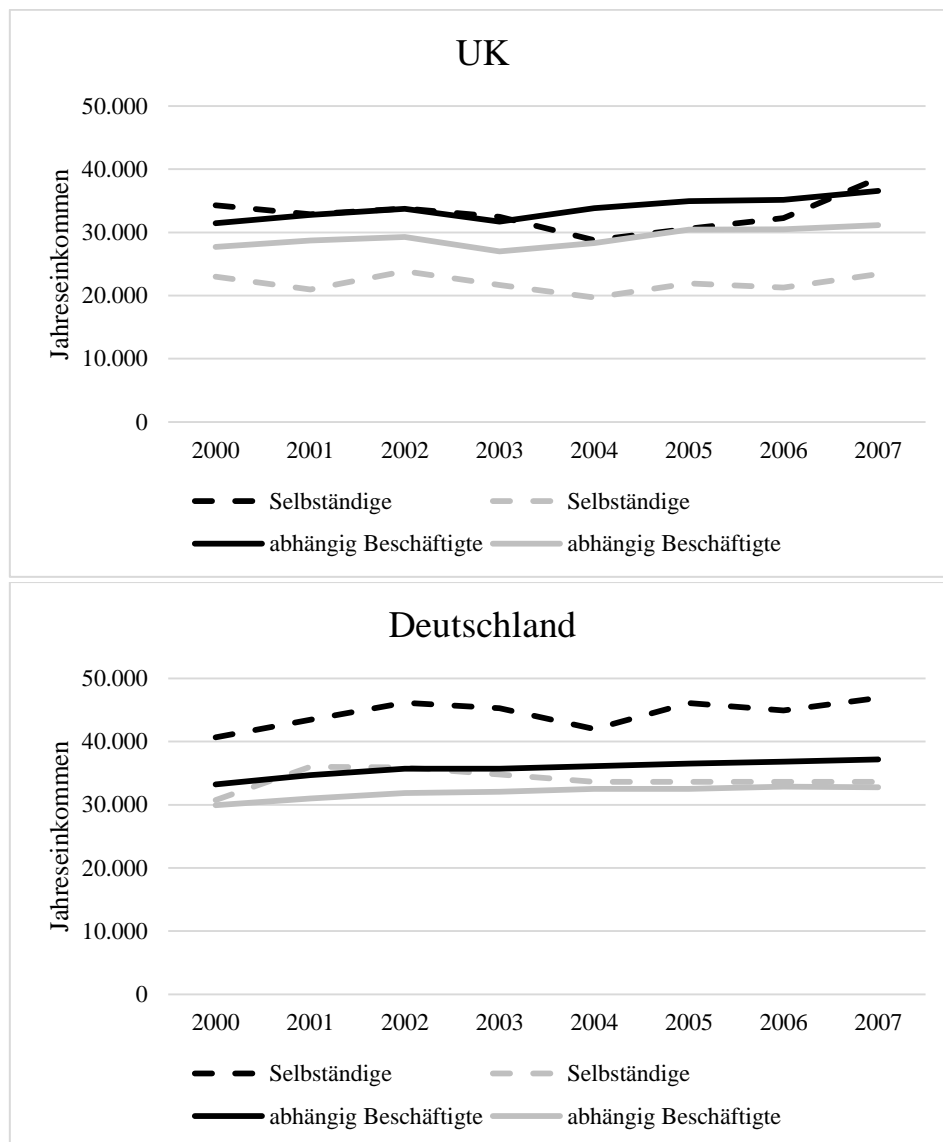
### **4.1 Verlassen die Selbständigen gegenüber den abhängig Beschäftigten die Niedrigeinkommen mit einer höheren Wahrscheinlichkeit? – Deskriptive Ergebnisse**

Grundsätzlich gibt es verschiedene tabellarische und grafische Möglichkeiten, Mobilität zu untersuchen, zu vergleichen und darzustellen. Hierzu zählen insbesondere die Transitionsmatrix sowie verschiedene Kennzahlen. Kennzahlen haben den Vorteil, dass sie Mobilität in einer Zahl ausdrücken und hierdurch einfach zu überblicken sind. Allerdings gehen dabei Informationen verloren. Im Folgenden werden daher sowohl Transitionsmatrizen als auch Kennzahlen wie Korrelationskoeffizienten verwendet. Zunächst wird jedoch für einen allgemeinen Überblick kurz auf die Lage und Streuung der Jahreseinkommen von Selbständigen und abhängig Beschäftigten in Deutschland und UK eingegangen.

#### **Lage und Streuung der Jahreseinkommen von Selbständigen und abhängig Beschäftigten in Deutschland und UK**

Um die Lage von Daten zu beschreiben wird klassischerweise der Mittelwert verwendet. Bei dem Mittelwert ist jedoch zu beachten, dass dieser sensibel gegenüber Ausreißern ist. Der Median hingegen gilt im Vergleich zum Mittelwert als robust gegen Ausreißer, weshalb im Folgenden beide Maßen betrachtet werden.

Sowohl in Deutschland als auch in UK liegt der Mittelwert sowohl für die Selbständigen als auch für die abhängig Beschäftigten jeweils über dem entsprechenden Median (siehe Abbildung D-1). Im Vergleich der Lageparameter von Selbständigen und abhängig Beschäftigten in Deutschland stellt sich heraus, dass der Median und der Mittelwert der selbständigen Einkommen jeweils höher als der der Einkommen abhängig Beschäftigter ist. Der Unterschied bei den Mittelwerten beträgt dabei – trotz eines potentiellen Underreporting (vgl. Burmeister (forthcoming)) – durchschnittlich 8.680 Euro. Der Median der selbständigen Einkommen in UK liegt hingegen durchschnittlich um 7.160 Euro unter dem der abhängig Beschäftigten. Hinsichtlich des Vergleichs der Mittelwerte in UK ist keine klare Aussage möglich. So liegen die Mittelwerte der selbständigen Einkommen zwischen 2.800 Euro über und 5.000 Euro unter den Mittelwerten der abhängig Beschäftigten.

**Abbildung D-1: Entwicklung der Jahreseinkommen in Deutschland und UK, 2000-2007**

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf BHPS (2000-2008) und SOEP (2000-2009), gewichtet.

Hierdurch stellt sich insbesondere für UK die Frage, inwieweit die Jahreseinkommen von Selbständigen durch Underreporting verzerrt sind. Die Gefahr von Underreporting ist umso höher, je stärker die Anreize zu Underreporting bei den Befragten sind oder je stärker befürchtet wird, dass die in Befragung gegebenen Einkommensinformationen mit steuerlichen Angaben verglichen werden könnten. Im BHPS werden Selbständige, sofern sie einen Jahresabschluss aufstellen, nach dem steuerlichen Gewinn bzw. ihrem Anteil an diesem Gewinn befragt. Diese Größe unterliegt damit den Anreizen der Steuerminimierung. Die Auswirkung von Underreporting auf Mobilitätsanalysen hängt auch von dem gewählten Mobilitätskonzept ab. Wird angenommen, dass das Underreporting konstant über die Zeit und die Einkommensverteilung erfolgen, so führt das Underreporting bspw. für die Analyse von Einkommenszuwächsen und -verlusten zu keinen wesentlichen Problemen. Bei dem in diesem Beitrag verwendeten Mobilitätskonzept führt ein Underreporting von Selbständigen – unter der Annahme, dass bei den abhängig Beschäftigten kein Underreporting vorliegt – zu einer unzutreffenden Einteilung in Niedrigeinkommensempfänger und Nicht-Niedrigeinkommensempfänger. Zur Überprüfung der Ergebnisse wird daher eine zweite Einkommensvariable



generiert, die in Abgrenzung zu der ursprünglichen Variablen „Jahreseinkommen“ als „generiertes Jahreseinkommen“ bezeichnet wird. Diese enthält zum einen die Einkommen der abhängig Beschäftigten, wie sie dem Datensatz entnommen werden können. Zum anderen werden die Einkommen der Selbständigen beispielhaft um 30% erhöht.

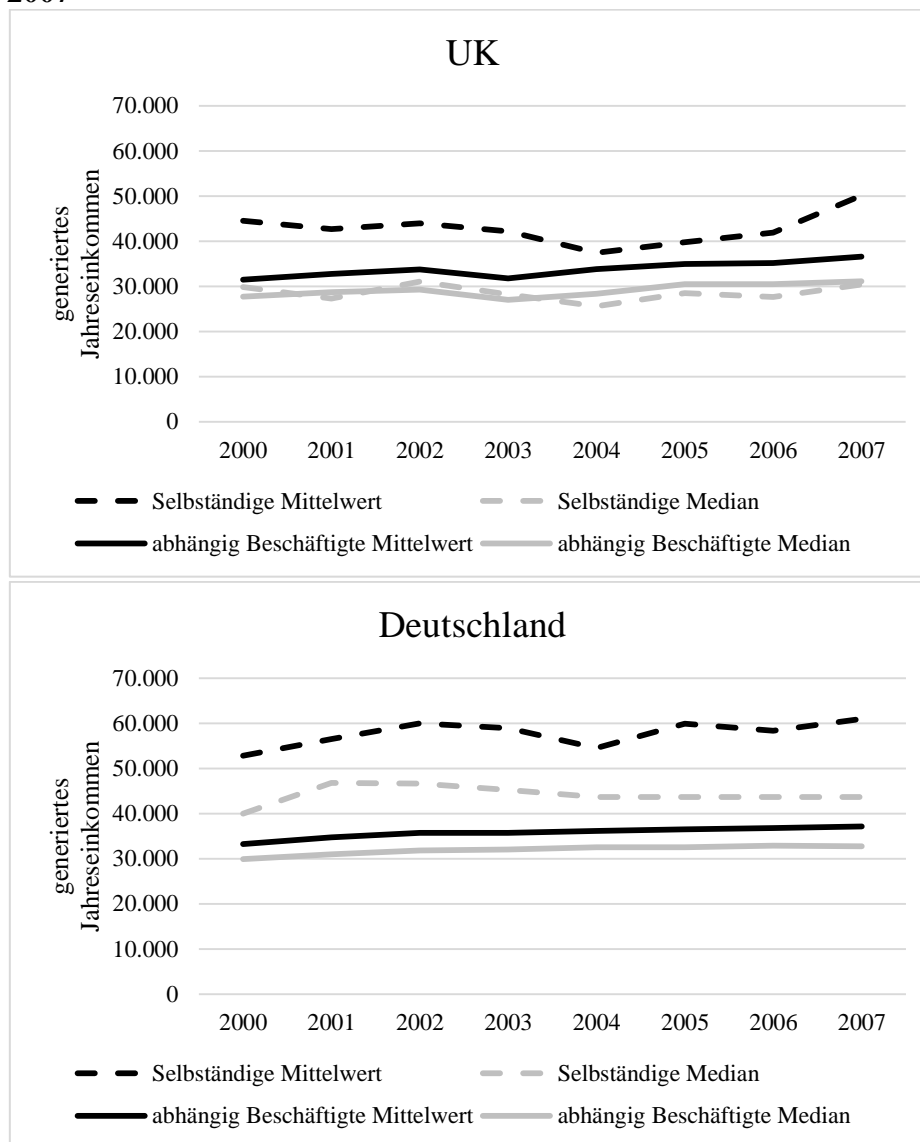
Die Betrachtung des generierten Jahreseinkommens führt in Deutschland dazu, dass der Median der selbständigen Einkommen deutlich über dem der abhängig Beschäftigten liegt (vgl. Abbildung D-2). In UK sind die Mittelwerte der Selbständigen Einkommen bei Betrachtung der generierten Einkommen durchweg höher als die der abhängig Beschäftigten; die Mediane der Einkommen Selbständiger und abhängig Beschäftigter bewegen sich trotz der Anpassung auf einem ähnlichen Niveau. Das bedeutet, dass, selbst wenn ein potentiell Unterreporting unterstellt wird, die mittleren Einkommen der Selbständigen in UK anders als in Deutschland nicht deutlich oberhalb denen der abhängig Beschäftigten liegen. Dieses Ergebnis lässt zwei Schlüsse zu: Zum einen ist es denkbar, dass Selbständige in UK tatsächlich im Mittel nicht mehr verdienen als die abhängig Beschäftigten; zum anderen könnte es sein, dass das tatsächliche Einkommen noch höher als durch das generierte Einkommen angenommen liegt. Für die erste Überlegung sprechen eigene Auswertungen der LIS-Datensätze, wonach die mittleren Bruttoeinkommen der Selbständigen in UK in den Jahren 2007 und 2010 unterhalb der der abhängig Beschäftigten liegen. Die Durchschnittseinkommen befinden sich jeweils auf einem vergleichbaren Niveau (vgl. Burmeister (forthcoming))<sup>22</sup>. Die LIS-Daten basieren auf dem Family Resources Survey (FRS).<sup>23</sup> Dieses lässt die Vermutung zu, dass die Einkommen der Selbständigen im BHPS nicht stärker als in anderen Datensätzen unterschätzt werden; es schließt jedoch noch nicht die Erklärung aus, dass die Spanne zwischen dem tatsächlich zur Verfügbar stehenden Einkommen und dem angegebenen Einkommen in UK höher als in Deutschland ist.

Die Differenz könnte sowohl durch bewusstes Unterreporting wie auch durch ein abweichendes Einkommenskonzept im Fragebogen bedingt sein. Für die vorliegende Studie resultiert hieraus, dass Auswertungen, die auf die Einkommenshöhe abzielen in Bezug auf die Selbständigen in UK mit erhöhter Vorsicht zu interpretieren sind. Bei den Mobilitätsuntersuchungen, die im Fokus dieses Beitrags stehen, sind die Auswirkungen geringer, unter der Annahme, dass das Unterreporting und die Effekte aus dem Einkommenskonzept im Zeitverlauf konstant sind. Der Anteil der Niedrigeinkommensempfänger würde bei den Selbständigen in UK jedoch potenziell stärker als in Deutschland überschätzt.

---

<sup>22</sup> Eigene Auswertungen des EWCS (European Working Conditions Survey)–Datensatzes für 2010 (vgl. Burmeister (forthcoming)) kommen hingegen zu dem Ergebnis, dass sowohl der Mittelwert als auch das mittlere Arbeitsnettoeinkommen der Selbständigen oberhalb der der abhängig Beschäftigten. Zu berücksichtigen ist hierbei, dass es sich anders als im BHPS um Nettoeinkommen handelt.

<sup>23</sup> Vgl. Homepage der LIS, <http://www.lisdatacenter.org/our-data/lis-database/by-country/united-kingdom-2/>, letzter Abruf am 1.6.2016).

**Abbildung D-2: Entwicklung der generierten Jahreseinkommen in Deutschland und UK, 2000-2007**

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf BHPS (2000-2008) und SOEP (2000-2009), gewichtet.

### Mobilität über die Einkommensverteilung in Deutschland und UK im Allgemeinen

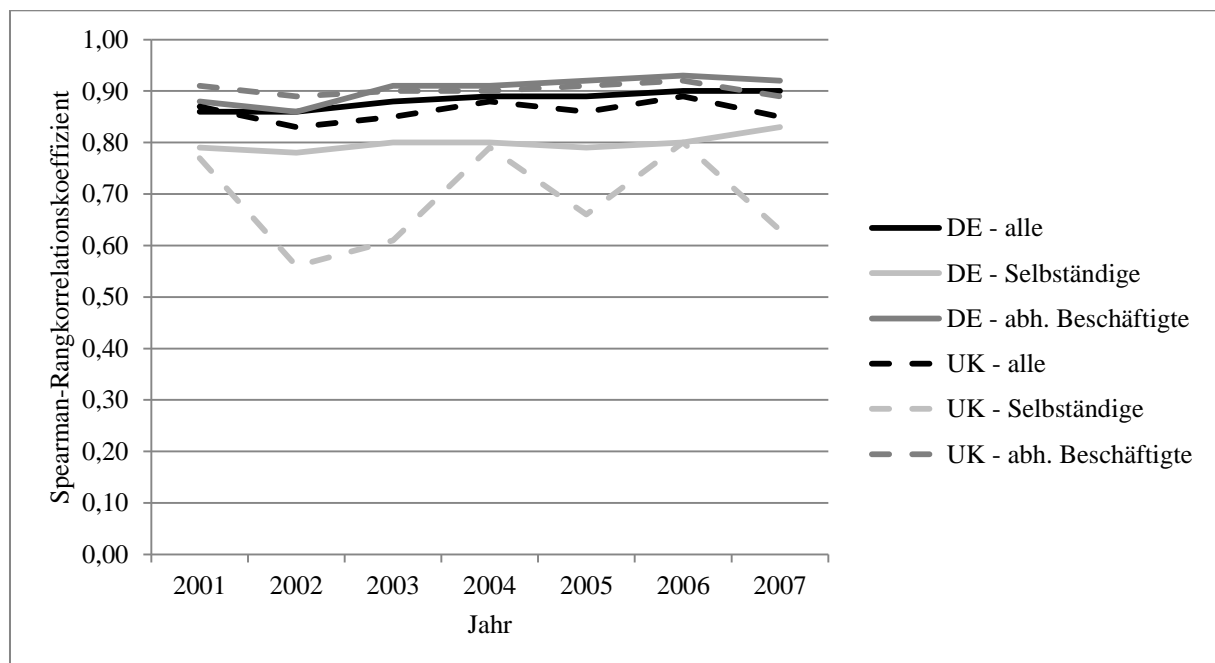
Um einen ersten Eindruck zu gewinnen, wie variabel bzw. stabil die individuellen Einkommen in Deutschland und UK im Zeitverlauf sind, wird die Korrelation des Einkommens mit dem Vorjahreseinkommen betrachtet. Wird unterstellt, dass ein mögliches Underreporting konstant oder zumindest in einem vergleichbaren Umfang über die Einkommensverteilung und über die Zeit erfolgt, so sind die Ergebnisse der Korrelationsanalyse hierdurch nicht beeinflusst.

Da es sich bei dem Einkommen um eine metrische Größe handelt, bietet sich grundsätzlich der Bravais-Pearson-Korrelationskoeffizient an. Dieses hat jedoch zum Nachteil, dass er wenig robust gegenüber Ausreißern ist. Eine Alternative stellt der Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman dar. Beim Spearman-Rangkorrelationskoeffizienten werden für die Berechnung des Zusammenhangs nicht die konkreten Werte sondern die Ränge verwendet. Hiermit verbunden ist zwar ein Informationsverlust, da die Abstände zwischen den Personen anders als beim Bravais-Pearson-Koeffizienten nicht berücksichtigt werden. Ein zentraler Vorteil besteht jedoch darin, dass das Maß robuster gegenüber Ausreißern ist. In der

Mobilitätsforschung wird der Rangkorrelationskoeffizient häufig verwendet, da er in Einklang mit dem Konzept der Austauschmobilität steht. Einkommensveränderungen werden nur dann als relevant gewertet, wenn sie zu einem anderen Rang in der gesellschaftlichen Ordnung führen.

Die Korrelationskoeffizienten mit dem Vorjahreseinkommen unter Verwendung des Spearman-Rangkorrelationskoeffizienten sind in der Abbildung D-3 abgebildet. Auffällig ist dabei, dass die Korrelation in Deutschland und UK insgesamt auf einem gleichen Niveau liegt. Der Zusammenhang bei den Selbständigen ist in beiden Ländern erwartungsgemäß deutlich geringer als bei den abhängig Beschäftigten. Offen ist, ob die Spannweite der Spearman-Rangkorrelationskoeffizienten in UK auf eine besondere Volatilität oder auf besondere makroökonomische Umstände wie die wirtschaftliche Entwicklung (Indikator: Bruttoinlandsprodukt pro Kopf) zurückzuführen ist. Die Entwicklung des Bruttoinlandsproduktes weist im Vergleich zwischen Deutschland und UK keine besonderen Auffälligkeiten auf; die Wirtschaftskrise führte erst in 2008 und 2009 zu einem deutlichen Rückgang des Bruttoinlandsproduktes in UK. Auch sind keine umfassenden Steuerreformen in diesem Zeitraum für UK bekannt. Denkbar wäre weiter, dass die höhere Volatilität der Rangkorrelationskoeffizienten durch geringere Fallzahlen in UK bedingt ist. Die Analyse der Daten zeigt jedoch, dass für UK in jeder Welle für mindestens 195 Selbständige ein Einkommen für die jeweilige Welle und die vorherige Welle vorliegen. Zusammenfassend lässt sich damit annehmen, dass die Einkommen der Selbständigen in UK nicht nur volatil als die der anderen Gruppen sind, sondern dass auch die Rangkorrelationskoeffizienten stärker streuen, das heißt, dass der Zusammenhang der selbständigen Einkommen in UK mit dem Vorjahreseinkommen sich von Jahr zu Jahr unterscheidet.

**Abbildung D-3: Korrelation mit dem Vorjahreseinkommen (Spearman-Rangkorrelationskoeffizient) in Deutschland und UK, 2001-2007**



Quelle: Eigene Berechnung basierend auf SOEP (2000-2008) und BHPS (2000-2008), ungewichtet.

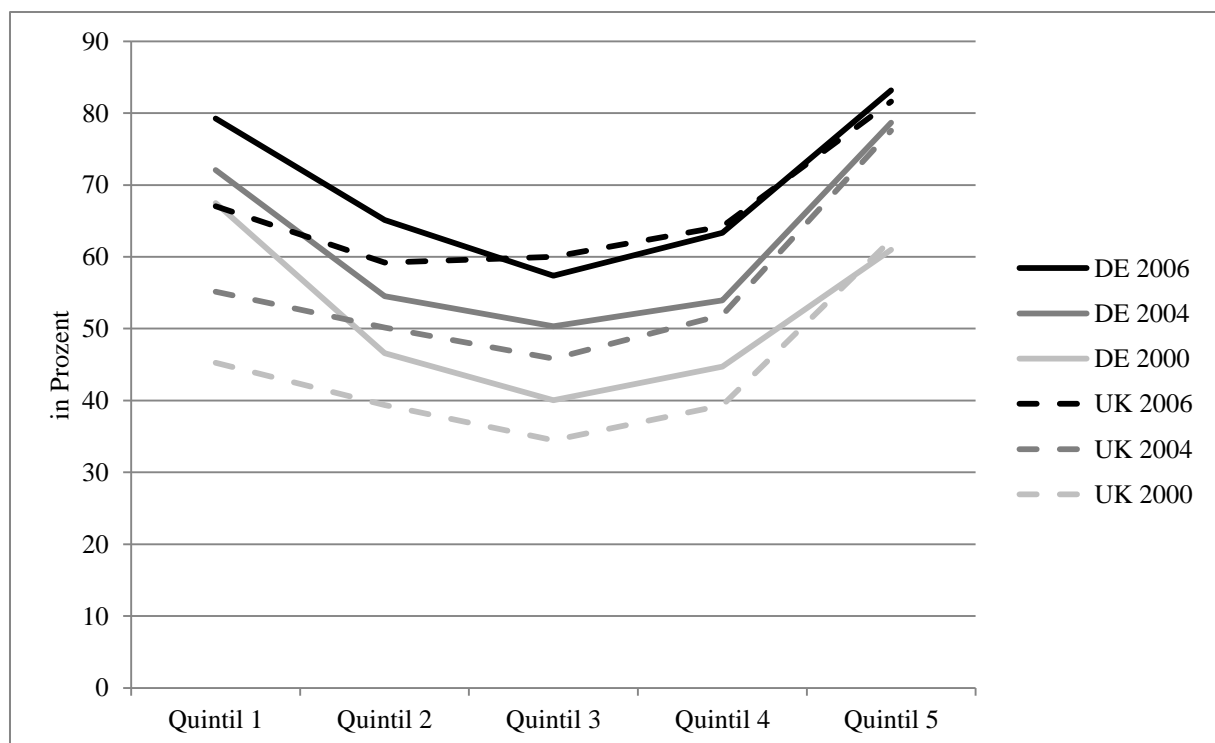
### Einkommenspersistenz

Im Folgenden wird weiter auf die Einkommenspersistenz in Deutschland und UK eingegangen. Hierzu bietet sich eine Transitionsmatrix an. Bei der Transitionsmatrix, so wie sie im Folgenden verwendet wird, wird je Quintil in 2007 dargestellt, in welchem Quintil

welcher Anteil der Personen in dem Vergleichsjahr war. Als Vergleichsjahre werden 2000, 2004 und 2006 herangezogen<sup>24</sup>. Damit werden der längst mögliche, ein mittlerer sowie der kürzeste Zeitraum gewählt. Grundsätzlich ist davon auszugehen, dass bei größeren Zeitabständen eine höhere Mobilität zu beobachten ist. Dabei ist jedoch zu beachten, dass die Informationen zwischen den Jahren nicht verwendet werden. Es ist denkbar, dass eine Person, die in 2007 und in 2000 im ersten Quintil ist, sich in den Zwischenjahren in anderen Quintilen befand. Für den grafischen Vergleich über alle Vergleichszeiträume werden die Anteile der Immobilen, d. h. die Werte der Diagonalen, in der Abbildung D-4 dargestellt.

Die Transitionsmatrix in Tabelle D-1 zeigt für Deutschland, dass sich 79% der Personen, die in 2007 im ersten Quintil sind, auch in 2006 im ersten Quintil befanden; im obersten Quintil waren hingegen nur 0,9%. In UK waren nur 67% bereits im Vorjahr im 1. Quintil (vgl. Tabelle D-2). Dieses entspricht zunächst der Erwartung, dass die Persistenz in Deutschland höher bzw. die Mobilität geringer als in UK ist. Bei der Betrachtung des 3. und des 4. Quintils zeigt sich entgegen der Erwartung eine höhere Persistenz für UK. Die Betrachtung des generierten Jahreseinkommens führt zu ähnlichen Ergebnissen.

**Abbildung D-4: Einkommenspersistenz in Deutschland und UK (Basisjahr 2007)**



Quelle: Eigene Berechnung basierend auf SOEP (2000-2009) und BHPS (2000-2008), gewichtet.

<sup>24</sup> Die Transitionsmatrizen zum Vergleich des Jahres 2007 mit 2004 und 2000 für Deutschland und UK sowie getrennt nach Selbständigen und Beschäftigten sind in dem vorliegenden Beitrag nicht abgebildet. Sie können bei Interesse bei der Autorin angefordert werden.

**Tabelle D-1: Transitionsmatrix 2007 im Vergleich zu 2006 in Deutschland (alle Beschäftigten, Jahreseinkommen)**

	Quintil 2007				
	1	2	3	4	5
Quintil 2006 1	79,23	15,39	3,16	1,5	0,77
2	14,82	65,13	22,01	3,47	0,84
3	4,08	16,44	57,35	19,31	2,16
4	0,93	2,3	14,51	63,36	13,06
5	0,93	0,73	2,96	12,37	83,17

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf SOEP (2000-2009), gewichtet.

**Tabelle D-2: Transitionsmatrix 2007 im Vergleich zu 2006 in UK (alle Beschäftigten, Jahreseinkommen)**

	Quintil 2007				
	1	2	3	4	5
Quintil 2006 1	67,05	21,78	6,87	2,87	2,2
2	24,72	59,2	14,75	5,74	0,8
3	3,98	15,64	60	14,15	3,4
4	2,84	2,75	15,76	64,24	12
5	1,42	0,63	2,63	13	81,6

Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf BHPS (2000-2008), gewichtet.

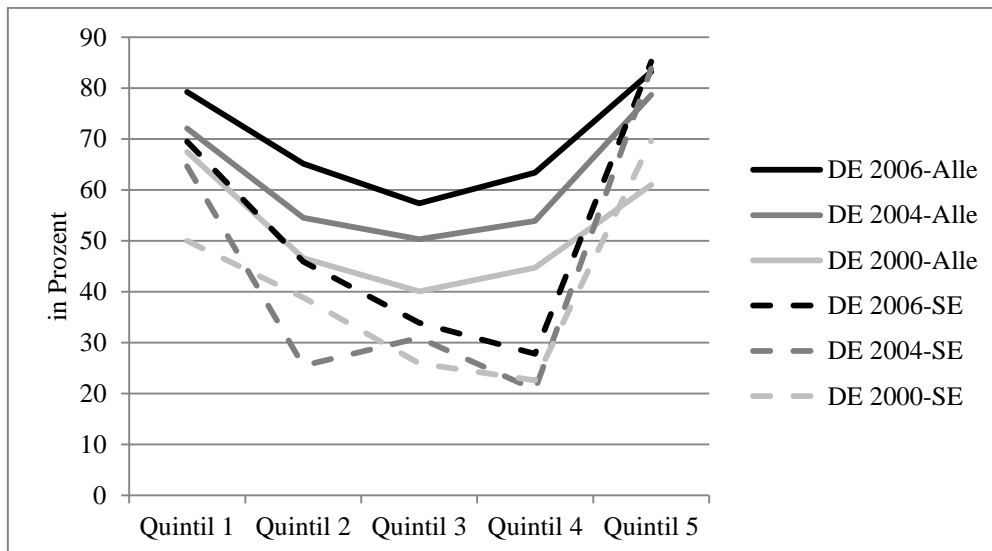
Die grafische Betrachtung in Abbildung D-4 über die beiden Länder und die drei Vergleichszeiträume verdeutlicht, dass die Persistenz im 1. und 5. Quintil jeweils höher als in den mittleren Quintilen ist. Dieser Verlauf ist auch bei der Analyse des generierten Jahreseinkommens zu beobachten. Die höhere Persistenz an den Rändern steht in Einklang mit den bisherigen Erkenntnissen (vgl. Gernandt (2009); Pavlopoulos et al. (2010)). Zudem erscheint der U-förmige Verlauf aufgrund der Systematik plausibel, da Personen im 1. Quintil lediglich durch einen Aufstieg das Quintil verlassen können. Die Personen in den mittleren Quintilen können durch Auf- oder Abstieg mobil sein.

Grundsätzlich lässt sich des Weiteren sowohl für das Jahreseinkommen als auch für das generierte Jahreseinkommen bestätigen, dass das Niveau der Persistenz umso höher ist, je kürzer der Vergleichszeitraum ist. Im Vergleich der Länder Deutschland und UK (vgl. Abbildung D-4) zeigt sich unabhängig vom Vergleichszeitraum, dass die Persistenz insbesondere in den ersten beiden Quintilen in Deutschland höher als in UK ist. Ab dem 3. Quintil liegen die Persistenzraten deutlich dichter zusammen; im 3. Quintil für das Vergleichsjahr 2006 liegt die Einkommenspersistenzrate in UK oberhalb der in Deutschland. In anderen Worten: Es zeigt sich, dass in Deutschland die Arbeitseinkommen vor allem im unteren Bereich der Einkommensverteilung weniger mobil als in UK sind.

Von besonderem Interesse ist jedoch, wie sich die Persistenzraten der Selbständigen verhalten. Die Darstellung dieser Persistenzraten erfolgt für Personen, die in 2007 und dem Vergleichsjahr selbständig waren, in Abbildung D-5 für Deutschland und in Abbildung D-6 für UK. Dabei sind die Persistenzraten für alle Beschäftigten, die der Abbildung D-4 entsprechen, als Referenz eingezeichnet. Hierbei zeigt sich, dass auch bei den Selbständigen die Persistenz an den Rändern höher als in den mittleren Einkommensquintilen ist. In Einklang mit der Literatur (vgl. bspw. Böhm (2015), Dittrich et al. (2013) und Merz und Zwick (2008) für die Unternehmer in Deutschland) fällt die Persistenz bei den Selbständigen sowohl in Deutschland als auch in UK geringer als bei den abhängig Beschäftigten aus. Etwas überraschend sind die Persistenzraten für das 1. Quintil bei den Vergleichsjahren 2000 und 2004 für Selbständige in UK höher als der Durchschnitt. Wird das generierte

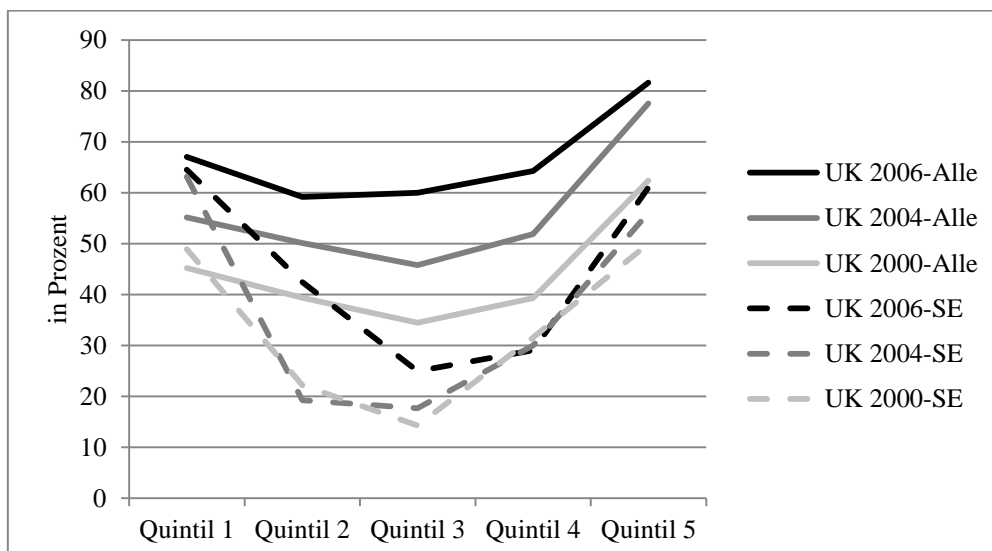
Jahreseinkommen betrachtet, so liegen die Persistenzkurven der Selbständigen stets unterhalb des Durchschnitts. In Deutschland hingegen sind die Selbständigen im 5. Quintil immobiler als die abhängig Beschäftigten. Dieser Verlauf ist ebenso bei dem generierten Jahreseinkommen zu beobachten.

**Abbildung D-5: Einkommenspersistenz bei Selbständigen in Deutschland (Basisjahr 2007)**



Alle = Selbständige und abhängig Beschäftigte, SE = nur Selbständige  
Quelle: Eigene Berechnung basierend auf SOEP (2000-2009), gewichtet.

**Abbildung D-6: Einkommenspersistenz bei Selbständigen in UK (Basisjahr 2007)**



Alle = Selbständige und abhängig Beschäftigte, SE = nur Selbständige  
Quelle: Eigene Berechnung basierend auf BHPS (2000-2008), gewichtet.

Als markantes Ergebnis kann also festhalten werden, dass die Einkommensmobilität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten in Deutschland im Allgemeinen geringer als in UK ist. Die Jahreseinkommen der Selbständigen sind in beiden Ländern vor allem in der Mitte der Einkommensverteilung (2. bis 4. Quintil) mobiler als die der abhängig Beschäftigten.

### Niedrigeinkommensmobilität

Im Folgenden soll nun der Fokus auf die Niedrigeinkommensmobilität gelegt werden. Der Niedrigeinkommensanteil für die abhängig Beschäftigten liegt über den Zeitverlauf zwischen 2000 und 2007 in Deutschland und UK trotz der unterschiedlichen institutionellen Rahmenbedingungen auf einem vergleichbaren Niveau bei knapp 20%. Der Anteil der Selbständigen ist wie erwartet jeweils höher als der der abhängig Beschäftigten.

**Tabelle D-3: Niedrigeinkommens- und Mobilitätsanteile in Deutschland und UK basierend auf Jahreseinkommen, 2000-2007**

	UK (alle Anteile in Prozent)			
	Selbständige		abhängig Beschäftigte	
	Niedrigeinkommensanteil	Mobilitätsanteil	Niedrigeinkommensanteil	Mobilitätsanteil
2000	37,53		19,58	
2001	41,30	18,40	19,27	33,79
2002	38,48	35,59	19,33	37,59
2003	38,98	24,08	17,54	42,31
2004	46,09	21,50	17,73	34,33
2005	45,28	23,94	19,89	28,52
2006	44,98	25,08	20,19	35,95
2007	43,28	31,55	19,92	39,04

	DE (alle Anteile in Prozent)			
	Selbständige		abhängig Beschäftigte	
	Niedrigeinkommensanteil	Mobilitätsanteil	Niedrigeinkommensanteil	Mobilitätsanteil
2000	26,02		17,17	
2001	25,08	36,18	18,00	29,12
2002	26,89	33,41	17,18	33,61
2003	24,54	26,91	17,98	23,97
2004	32,14	24,22	18,11	25,51
2005	25,51	40,98	17,78	23,42
2006	29,63	30,25	17,87	24,31
2007	23,69	39,52	18,62	29,83

Quelle: Eigene Berechnung basierend auf SOEP (2000-2009) und BHPS (2000-2008), gewichtet.

Auffällig ist, dass die Niedrigeinkommensanteile bei den Selbständigen in UK mit 37,53% in 2000 bis 46,09% in 2004 in etwa 1,5-mal so hoch wie in Deutschland sind. Niedrigeinkommensanteile bergen insbesondere bei Selbständigen das Risiko, dass sie aufgrund von Underreporting überschätzt werden. Bei der Betrachtung des generierten Einkommens ergeben sich im Durchschnitt um rund 10 Prozentpunkte geringere Niedrigeinkommensanteile für die Selbständigen in UK; in Deutschland beträgt der Unterschied im Durchschnitt 8 Prozentpunkte. Trotz der Manipulation der Jahreseinkommen verbleibt folglich immer noch ein vergleichsweise hoher Niedrigeinkommensanteil bei Selbständigen in UK, der deutlich über dem der abhängig Beschäftigten liegt. Der Niedrigeinkommensanteil der Selbständigen basierend auf dem generierten Jahreseinkommen führt in Deutschland hingegen dazu, dass der Anteil in einigen Jahren sogar unterhalb des

Anteils der abhängig Beschäftigten liegt. Hierdurch wird deutlich, dass Annahmen über das Ausmaß des Underreporting entscheidend für den Vergleich der Niedrigeinkommensanteile zwischen Selbständigen und abhängig Beschäftigten sind.

Obwohl die Niedrigeinkommensanteile der abhängig Beschäftigten in UK und Deutschland auf ähnlichen Niveaus liegen, weichen die Mobilitätsraten deutlich voneinander ab. Die abhängig Beschäftigten sind in UK mit einem Mobilitätsanteil von durchschnittlich 36% mobiler als die deutschen abhängig Beschäftigten mit 27%. Dieses Ergebnis steht in Einklang mit der Betrachtung der institutionellen Rahmenbedingungen, die zu dem Ergebnis kam, dass der Arbeitsmarkt in UK im Vergleich zu Deutschland flexibler ist und dadurch eine höhere Mobilität erwarten lässt. Die Selbständigen in UK sind im Gegensatz dazu in den meisten Jahren immobilere als in Deutschland. Bei der Betrachtung des Jahreseinkommens liegen die Mobilitätsraten in UK durchschnittlich bei 25%; in Deutschland bei 33%. Die Manipulation der Einkommen resultiert in beiden Ländern in höheren Mobilitätsraten. Die Mobilitätsraten sind in UK durchschnittlich rund 10 Prozentpunkte höher. In Deutschland liegt die Steigerung der Mobilitätsrate bei durchschnittlich 5 Prozentpunkten.

In Deutschland weisen die Selbständigen damit unabhängig vom betrachteten Einkommen (mit Ausnahme der Jahreseinkommen in den Jahre 2002 und 2004) im Vergleich zu den abhängig Beschäftigten höhere Mobilitätsraten auf. In UK zeigt sich hingegen ein anderes Bild: Die Analyse der Jahreseinkommen führt zu dem Ergebnis, dass die Mobilitätsraten für die Selbständigen in UK niedriger als bei abhängig Beschäftigten sind. Bei der Betrachtung der generierten Einkommen sind die Mobilitätsraten immerhin noch in den Jahren 2001, 2003 und 2006 für Selbständige niedriger als für abhängig Beschäftigte, in den anderen vier Jahren sind sie höher. In UK zeigt sich damit, dass die Selbständigen zum einen über höhere Niedrigeinkommensanteile und zum anderen geringere Mobilitätsraten aufweisen.

In Deutschland ist für 2004 eine relativ hohe Niedrigeinkommensquote sowie in 2005 eine vergleichsweise hohe Mobilitätsquote zu erkennen. Eine mögliche Erklärung hierzu könnte in den durch die Hartz-Reformen geförderten Existenzgründungen liegen, die unter dem Stichwort der „Ich-AG“ bekannt wurden. Allerdings ist der größte Zuwachs an Selbständigen mit 6% bzw. 229 Tausend Selbständigen in Deutschland zwischen 2004 und 2005 zu verzeichnen. Von 2003 zu 2004 waren es lediglich 107 Tausend bzw. 3%. Ebenso wenig kann der hohe Niedrigeinkommensanteil auf eine im Vergleich zu den anderen Jahren stark abweichende Niedrigeinkommensgrenze zurückgeführt werden. Eine Betrachtung der ungewichteten Daten zeigt, dass in diesem Fall kein Ausreißer zu erkennen ist. Dieses legt die Vermutung nahe, dass der Ausreißer in Niedrigeinkommensanteilen aus der Gewichtung resultiert.

### **Zwischenfazit**

Die deskriptive Analyse der Jahreseinkommen von Selbständigen und abhängig Beschäftigten in Deutschland und UK mit einem besonderen Fokus auf Niedrigeinkommensmobilität führt zu folgenden, zentralen Erkenntnissen:

- In Deutschland liegen der Median und der Mittelwert der selbständigen Einkommen jeweils höher als der entsprechende Parameter der Einkommen abhängig Beschäftigter. In UK befindet sich der Median der selbständigen Einkommen selbst bei den generierten Jahreseinkommen lediglich auf dem Niveau des der abhängig Beschäftigten und teilweise leicht darunter.
- Die Einkommen von Selbständigen korrelieren schwächer positiv mit dem Vorjahr als die der abhängig Beschäftigten. Die Stärke des Zusammenhangs ist grundsätzlich zwischen Deutschland und UK vergleichbar. Der Korrelationskoeffizient ist jedoch für die Selbständigen in UK deutlich volatiler als in Deutschland und dadurch in einigen Jahren schwächer positiv als der für die Selbständigen in Deutschland.



- Je länger der betrachtete Zeitraum ist, desto höher ist die Mobilität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten. Der Verlauf der Einkommenspersistenzkurve über die Quintile ist U-förmig. Die Einkommenspersistenz ist in Deutschland im Allgemeinen höher als in UK. In der Mitte der Einkommensverteilung (2. bis 4. Quintil) sind die Jahreseinkommen der Selbständigen in beiden Ländern mobiler als die der abhängig Beschäftigten. Am unteren Ende der Einkommensverteilung in UK ist die Persistenz bei den Selbständigen höher als bei den abhängig Beschäftigten.
- Die Niedrigeinkommensanteile der abhängig Beschäftigten liegen in UK und Deutschland auf einem ähnlichen Niveau; der Niedrigeinkommensanteil der Selbständigen ist in UK deutlich höher als in Deutschland. Selbst bei der Betrachtung der generierten Jahreseinkommen liegt der Niedrigeinkommensanteil der Selbständigen in UK deutlich über dem der abhängig Beschäftigten; in Deutschland hingegen wird ein mit den abhängig Beschäftigten vergleichbares Niveau erreicht.
- In Deutschland weisen die Selbständigen unabhängig vom betrachteten Einkommen im Vergleich zu den abhängig Beschäftigten höhere Mobilitätsraten auf. In UK zeigt sich hingegen ein anderes Bild: Hier fallen bei den Selbständigen im Vergleich zu den abhängig Beschäftigten höhere Niedrigeinkommensanteile und geringere Mobilitätsraten zusammen.
- Obwohl die Niedrigeinkommensanteile der abhängig Beschäftigten in UK und Deutschland auf einem ähnlichen Niveau liegen, sind die deutschen abhängig Beschäftigten weniger niedrigeinkommensmobil als die abhängig Beschäftigten in UK. Die Selbständigen sind im Gegensatz dazu in Deutschland niedrigeinkommensmobiler.

#### **4.2 Multivariate Analyse der Niedrigeinkommensmobilität und Persistenz**

Die deskriptiven Ergebnisse haben jeweils univariate Resultate betont. Die folgenden Analysen beziehen nun multivariate Erklärungsmuster in konkurrierenden mikroökonomischen Ansätzen ein. Die Schätzung von Niedrigeinkommensmobilität erfolgt – wie in Abschnitt C.2 begründet – basierend auf einem bivariaten Probit-Modell mit endogener Selektion getrennt für Deutschland und UK.

Die Ergebnisse des bivariaten Probit-Modells mit endogener Selektion bestätigen, dass bei der Schätzung der Niedrigeinkommensmobilität eine Selektionskorrektur erforderlich ist. So kann die Hypothese, dass die Selektion keine Rolle spielt (Autokorrelation  $\rho=0$ ) für alle geschätzten Modelle mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit  $\alpha < 2\%$  abgelehnt werden (vgl. Tabelle D-5). Der Wald-Test, über den die Hypothese getestet wird, dass alle Koeffizienten in dem Regressionsmodell außer der Konstanten Null sind, zeigt, dass alle Modelle signifikant sind ( $\alpha < 0,01\%$ ).

Bei Probit-Modellen lassen sich lediglich das Vorzeichen und die Signifikanz direkt interpretieren. Effektstärken können bspw. durch die Berechnung von marginalen Effekten beurteilt werden. Wenn wie im vorliegenden Fall viele Dummy-Variablen in der Regressionsgleichung enthalten sind, wird hiervon jedoch abgeraten. Liegt ein Interaktionsterm vor, lassen sich weder die Stärke noch das Vorzeichen oder die Signifikanz direkt deuten. Ein alternativer Ansatz zur Interpretation basiert auf der Berechnung von Wahrscheinlichkeiten für bestimmte Fälle. Konkret werden in dieser Studie dabei die bedingten Wahrscheinlichkeiten berechnet, d.h. die Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum aufsteigt, unter der Bedingung, dass es im Vorjahr ein Niedrigeinkommen bekommen hat. Diesem Ansatz folgend werden zwölf Fälle generiert, die die möglichen Kombinationen aus Land, Geschlecht und Beschäftigungsstatus abdecken. Die Ausprägungen, die für die weiteren erklärenden Variablen angenommen werden, können der Tabelle D-4 entnommen werden. Die geschätzten, bedingten Wahrscheinlichkeiten für Modelle III und IV (ohne und mit Interaktion von Geschlecht und Beschäftigungsstatus) bei Verwendung der Jahreseinkommen

sowie der generierten Jahreseinkommen werden grafisch dargestellt (vgl. Abbildung D-7 bis Abbildung D-10).

**Tabelle D-4: Charakteristika der generierten Fälle**

Variable	Ausprägung
	Variierend über die Fälle
Land	Deutschland oder UK
Geschlecht	Frau oder Mann
Berufsstatus	Selbständig ohne Mitarbeiter, Selbständig mit Mitarbeitern oder abhängig Beschäftigt
	Für abhängig Beschäftigten und Selbständig mit Mitarbeitern
Firmengröße	große Firma (über 200 Mitarbeiter)
	Konstant für alle Fälle
Alter in Jahren	41
Bildung	mittlere Bildung
Arbeitsplatzwechsel	Ja
Jährliche Arbeitszeit in Stunden	1967
Sektor	Dienstleistungssektor
Beruf (Mutter)	Arbeitslos
Beruf (Vater)	Arbeitslos

Quelle: Eigene Darstellung.

### **Ergebnisse der Schätzungen von Niedrigeinkommensmobilität**

Im Folgenden soll zunächst auf die Koeffizienten der ersten drei Regressionsmodelle zur Erklärung der Niedrigeinkommensmobilität eingegangen werden. Das vierte Modell lässt sich durch die Interaktion von Geschlecht und Berufsstatus nicht direkt interpretieren. Die ersten drei Regressionsmodelle zeigen, dass Selbständigkeit im Vergleich zu abhängiger Beschäftigung die Chance auf Mobilität steigert. So sind die Koeffizienten für Selbständige ohne und Selbständige mit Mitarbeitern jeweils positiv und im Fall der Selbständigen mit Mitarbeitern in Deutschland signifikant. Auch bei der Betrachtung der generierten Jahreseinkommen sind die Vorzeichen in allen Modellen positiv (vgl. Burmeister (forthcoming)). Die Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen ist somit generell höher als die von abhängig Beschäftigten (Hypothese H2\_G).

Die Wahrscheinlichkeit aus dem Niedrigeinkommensbereich aufzusteigen, ist – in Einklang mit der bisherigen Literatur (vgl. Vieira (2005)) und der Hypothese H3\_G – für Männer höher als für Frauen, die Koeffizienten für das Geschlecht sind jedoch nicht signifikant. Die Betrachtung der generierten Jahreseinkommen führt generell zu den gleichen Aussagen (vgl. Burmeister (forthcoming)). Lediglich im dritten Modell zeigt sich für Deutschland ein negatives Vorzeichen.

Eine mittlere oder hohe Bildung verbessert die Chancen, den Niedrigeinkommensbereich zu verlassen. Bei der Betrachtung der generierten Jahreseinkommen sind die Koeffizienten für mittlere und hohe Bildung in UK als im Modell ohne Kontrollvariablen negativ, jedoch nicht signifikant.

**Tabelle D-5: Schätzung der Niedrigeinkommensmobilität (verkürzte Darstellung, bivariates Probit-Modell mit endogener Selektion)**

	Modell I		Modell II		Modell III		Modell IV	
	UK	DE	UK	DE	UK	DE	UK	DE
Referenz: abhängig Beschäftigt								
SEoMA	0,0392	0,484***	0,0777	0,211	0,126	0,25	0,0666	0,21
SEmMA	0,145	0,337**	0,409***	0,185	0,424***	0,213	0,544***	0,433*
Referenz: Frau								
Mann	0,0762	0,0104	0,107	0,0346	0,11	0,0276	-0,0279	0,0375
Alter in Jahren	-0,0173	-0,104***	-0,00414	-0,0824**	0,0000223	-0,0626*	-0,018	-0,0653*
- (quadriert)	0,00000182	0,00109***	-0,0000842	0,000965**	-0,000134	0,000682 <sup>+</sup>	0,0000775	0,000719*
Referenz: Geringe Bildung								
Mittlere Bildung	0,0173	0,311 <sup>+</sup>	0,0398	0,211	0,0223	0,239	-0,0359	0,239
Hohe Bildung	0,0849	0,174	0,105	0,114	0,0915	0,153	-0,0204	0,141
Referenz: kein Arbeitsplatzwechsel								
Arbeitsplatzwechsel			-0,230***	0,341**	-0,214***	0,336**	-0,206***	0,335**
Arbeitszeit in Std.			0,000340***	0,000122 <sup>+</sup>	0,000364***	0,000143 <sup>+</sup>	0,000335***	0,000150*
Beschäftigungsdauer			-0,105***	-0,0276	-0,103***	-0,0315 <sup>+</sup>	-0,102***	-0,0313 <sup>+</sup>
- (quadriert)			0,00284***	0,000612	0,00277***	0,000837	0,00277***	0,000814
Referenz: große Firma (>200Mitarbeiter)								
Kleine Firma			-0,151	-0,0444	-0,143	-0,0854	-0,0324	-0,0709
Mittlere Firma			-0,132 <sup>+</sup>	-0,0607	-0,147 <sup>+</sup>	-0,0837	-0,0999	-0,0655
Referenz: Land- und Forstwirtschaft (Dummy-Variablen für Industriesektoren)					✓	✓	✓	✓
Referenz: 2001 (Dummy-Variablen für die Jahre 2002 bis 2007)					✓	✓	✓	✓
SEoMA*Mann							0,301**	0,0832
SEmMA*Mann							-0,134	-0,316
Konstante	-0,580+	0,368	-1,090*	-0,160	-1,394**	-0,459	-1,063+	-0,471
$\rho$	0,662	0,776	0,596	0,721	0,611	0,726	0,738	0,753
Prob > $\chi^2$ (für $H_0: \rho = 0$ )	0,000	0,017	0,005	0,012	0,014	0,012	0,009	0,007
Prob > $\chi^2$ (für Wald Test)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Beobachtungen	22.937	10.196	21.049	9.383	19.293	9.116	19.293	9.116

\*\*\*: p-Value < 0,01 \*\*: p-Value < 0,05 \*: p-Value < 0,10 +: p-Value < 0,20; SEoMA = Selbständige ohne Mitarbeiter, SEmMA = Selbständige mit Mitarbeitern.  $\rho$  (rho) = Korrelationskoeffizient zwischen der Regressionsgleichung (hier: Schätzung der Wahrscheinlichkeit niedrigeinkommensmobil zu sein) und der Selektionsgleichung (hier: Schätzung der Wahrscheinlichkeit ein Niedrigeinkommen in der Vorperiode bekommen zu haben) ✓ = Dummy-Variablen für Industriesektoren bzw. für die Jahre 2002 bis 2007 sind berücksichtigt. Nicht dargestellt sind die Ergebnisse der Selektionsgleichung (hier: Schätzung der Wahrscheinlichkeit ein Niedrigeinkommen in der Vorperiode bekommen zu haben). Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf BHPS (2000-2008) und SOEP (2000-2009).

Interessanterweise zeigt ein Arbeitsplatzwechsel in allen Modellen unabhängig vom betrachteten Jahreseinkommen einen signifikanten Effekt; allerdings unterscheidet sich das Vorzeichen zwischen Deutschland und UK. Während ein Arbeitsplatzwechsel in UK die Wahrscheinlichkeit für Mobilität verringert, steigert der Arbeitsplatzwechsel in Deutschland die Wahrscheinlichkeit für einen Aufstieg. Es scheint in der Hinsicht folglich einen wesentlichen Unterschied zwischen Deutschland und UK zu geben, der sich auch in deskriptive Statistiken widerspiegelt: die Beschäftigungsdauer ist in Deutschland mit durchschnittlich 10 Jahren deutlich höher als in UK mit 6 Jahren, entsprechend sind Arbeitsplatzwechsel seltener. In Deutschland liegt der Durchschnitt der Selbständigen und abhängig Beschäftigten, die ihren Arbeitsplatz wechseln, bei 13%, wohingegen er in UK 21,5% beträgt. Wenn jedoch ein Arbeitsplatzwechsel in Deutschland erfolgt, so erhöht dieser die Chance auf einen Aufstieg.

Bei einer kleinen oder mittleren Firmengröße ist im Vergleich zu einer großen Firma in allen Modellen unabhängig vom betrachteten Jahreseinkommen die Chance das Niedrigeinkommen zu verlassen in Einklang mit der bestehenden Literatur (vgl. Vieira (2005); Gernandt (2009)) geringer. Die Koeffizienten sind in den ersten drei Regressionsmodellen für UK für mittlere Firmen signifikant bei  $\alpha < 20\%$ .

### **Fallbasierte Interpretation der bedingten Niedrigeinkommensmobilität ohne und mit Berücksichtigung eines geschlechterspezifischen Einflusses in Abhängigkeit die Beschäftigungssituation**

Von besonderem Interesse für diese Studie ist die Mobilitätswahrscheinlichkeit für ein Individuum, das sich im Vorjahr im Niedrigeinkommensbereich befand. Diese bedingten Aufstiegswahrscheinlichkeiten werden anhand der gewählten Szenarien graphisch dargestellt und analysiert. Die Betrachtung des Jahreseinkommens im Modell III (ohne Interaktion von Geschlecht und Beschäftigungsstatus) (vgl. Abbildung D-7) spiegelt zunächst wieder, dass die Selbständigen mit Mitarbeitern unabhängig vom Land und Geschlecht über die höchste Wahrscheinlichkeit verfügen, Niedrigeinkommen zu überwinden, unter der Voraussetzung, dass sie im Vorjahr ein Niedrigeinkommen hatten. In Deutschland verfügen die abhängig Beschäftigten über geringere, bedingte Wahrscheinlichkeiten als die Selbständigen ohne Mitarbeiter, wohingegen in UK die Wahrscheinlichkeit bei den abhängig Beschäftigten höher als die der Selbständigen ohne Mitarbeiter ist. Allerdings ist die bedingte Wahrscheinlichkeit aufzusteigen nur für die männlichen abhängig Beschäftigten höher als für vergleichbare Personen in Deutschland. Bei den weiblichen abhängig Beschäftigten zeigt sich ein ähnliches Niveau in beiden Ländern. Deutlich zu erkennen ist weiter, dass die Frauen unabhängig vom Beschäftigungsstatus und vom Land geringere Aufstiegswahrscheinlichkeiten als Männer haben.

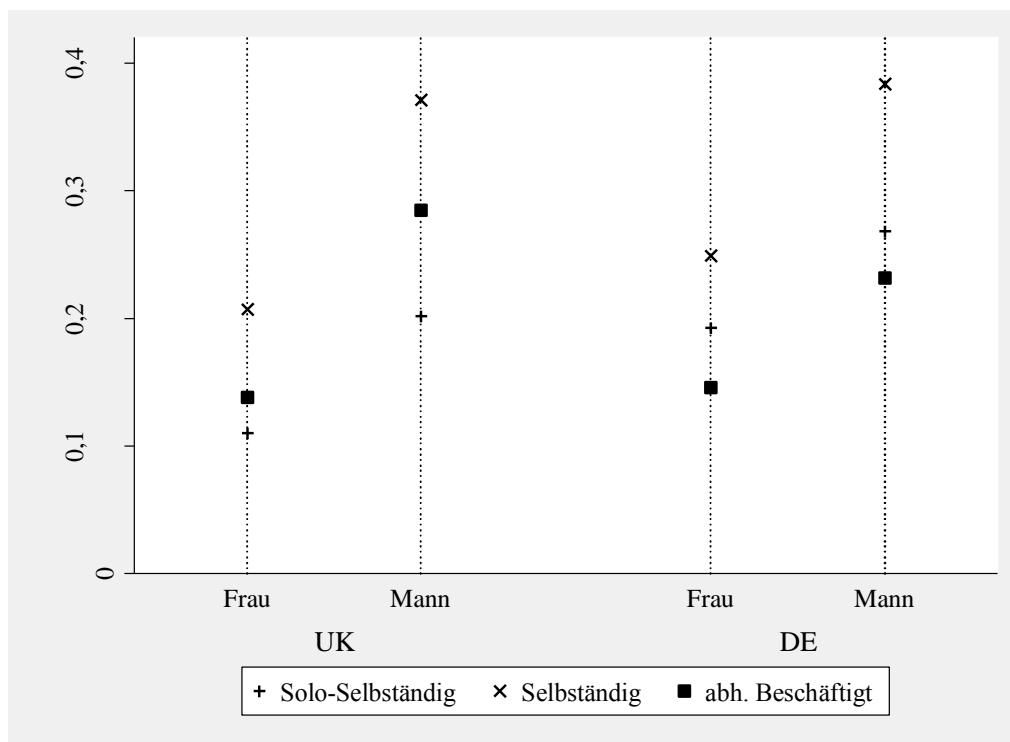
Wird das generierte Jahreseinkommen im dritten Modell (vgl. Abbildung D-8) betrachtet, so verfügen auch in UK die abhängig Beschäftigten über die geringsten bedingten Mobilitätswahrscheinlichkeiten. Die Annahmen über das Underreporting sind folglich für die Schlussfolgerungen hinsichtlich des Vergleichs von Selbständigen und abhängig Beschäftigten in UK von Relevanz. In Deutschland wird der Vergleich von Selbständigen und abhängig Beschäftigten nicht durch die Annahme des Underreportings beeinflusst, jedoch nähern sich die bedingten Wahrscheinlichkeiten der Selbständigen ohne und mit Mitarbeiter einander an. Die Spanne der Aufstiegswahrscheinlichkeiten über die im dritten Modell betrachteten Fälle ist – wie vermutet – in UK höher als in Deutschland.

Werden zusätzlich im vierten Modell durch die Aufnahme der Interaktion von Geschlecht und Beschäftigungsstatus in die Regressionsgleichung ein abweichender Einfluss des Geschlechts in Abhängigkeit des Beschäftigungsstatus zugelassen, so verändern sich hierdurch zwar die konkreten Wahrscheinlichkeit, dass eine Person aus dem Niedrigeinkommensbereich aufsteigt, unter der Bedingung, dass sie im Vorjahr ein Niedrigeinkommen hatte. Es zeigt sich

jedoch kein Einfluss auf den Vergleich von Selbständigen und abhängig Beschäftigten (vgl. Abbildung D-9 und Abbildung D-10). Während die Muster in UK generell im dritten und vierten Modell jeweils für die beiden Jahreseinkommen vergleichbar sind, zeigt sich für Deutschland eine Verschiebung durch die Berücksichtigung des Interaktionsterms: Selbständige Frauen mit Mitarbeiter weisen demnach eine höhere bedingte Mobilitätswahrscheinlichkeit auf als die entsprechenden Männer. Bei der Betrachtung des generierten Einkommens sind die Wahrscheinlichkeiten auf dem gleichen Niveau.

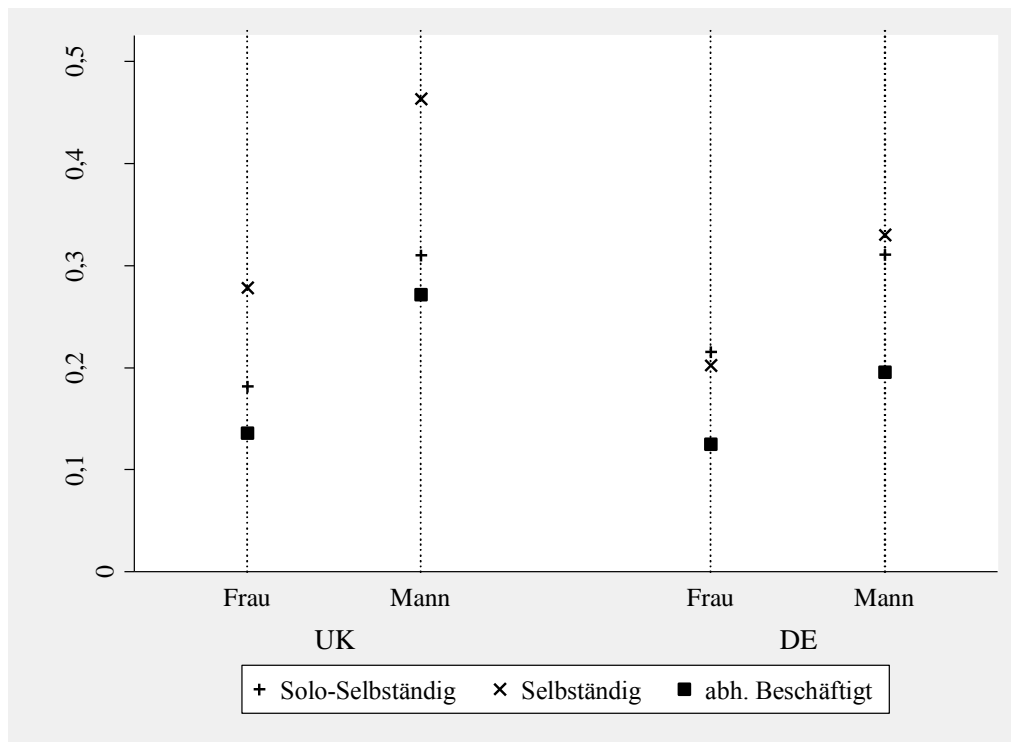
Zusammenfassend lässt sich aus den grafischen Darstellung der Modelle III und IV (ohne und mit Interaktion von Geschlecht und Beschäftigungsstatus) festhalten: Ob die Wahrscheinlichkeit der Niedrigeinkommensmobilität in UK höher oder niedriger als in Deutschland ist (H1\_G), hängt vom Einzelfall ab. Die Unterschiede in den Mobilitätswahrscheinlichkeiten zwischen Männern und Frauen sind in UK höher als in Deutschland (H3\_Ia). Nicht erkennbar ist, dass der Unterschied in den Wahrscheinlichkeiten der Niedrigeinkommensmobilität zwischen Selbständigen und abhängig Beschäftigten in Deutschland höher als in UK sind (H2\_I) und dass der Unterschied in den Wahrscheinlichkeit der Niedrigeinkommensmobilität zwischen Frauen und Männern bei Selbständigen höher bei abhängig Beschäftigten ist (H3\_Ib).

**Abbildung D-7: Bedingte Wahrscheinlichkeiten für den Aufstieg aus dem Niedrigeinkommen, Modell III (ohne Interaktion) (Jahreseinkommen) nach Geschlecht und Land**



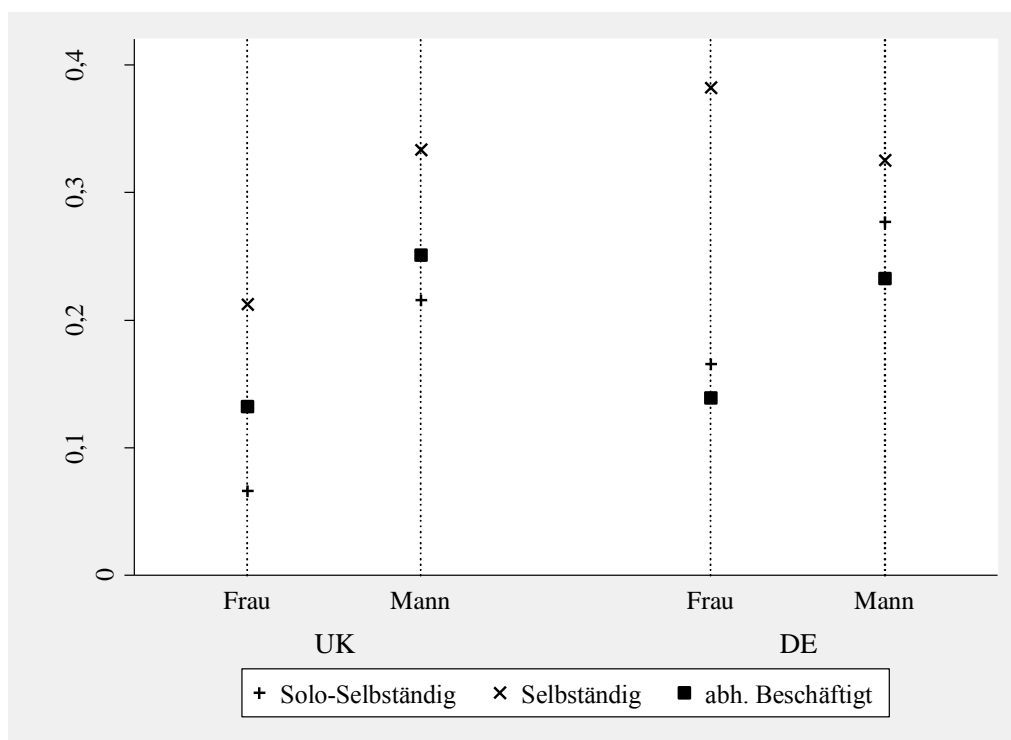
Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf BHPS 2000-2008 und SOEP 2000-2009.

**Abbildung D-8: Bedingte Wahrscheinlichkeiten für den Aufstieg aus dem Niedrigeinkommen, Modell III (ohne Interaktion) (generierte Jahreseinkommen) nach Geschlecht und Land**



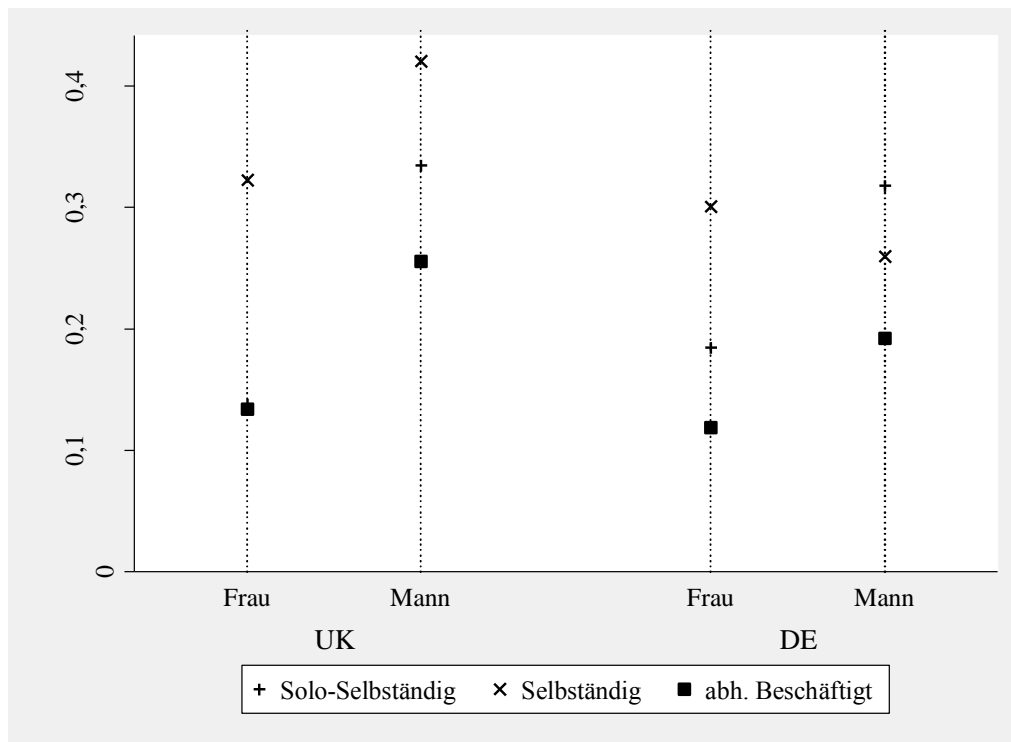
Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf BHPS 2000-2008 und SOEP 2000-2009.

**Abbildung D-9: Bedingte Wahrscheinlichkeiten für den Aufstieg aus dem Niedrigeinkommen, Modell IV (mit Interaktion) (Jahreseinkommen) nach Geschlecht und Land**



Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf BHPS 2000-2008 und SOEP 2000-2009.

**Abbildung D-10: Bedingte Wahrscheinlichkeiten für den Aufstieg aus dem Niedrigeinkommen, Modell IV (mit Interaktion) (generierte Jahreseinkommen) nach Geschlecht und Land**



Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf BHPS 2000-2008 und SOEP 2000-2009.

### Zwischenfazit

Die multivariate Analyse der Jahreseinkommen von Selbständigen und abhängig Beschäftigten in den Deutschland und UK mit einem besonderen Fokus auf Niedrigeinkommensmobilität führt zu folgenden, zentralen Erkenntnissen:

- Ob die Wahrscheinlichkeit, den Niedrigeinkommensbereich zu verlassen, unter der Voraussetzung im Vorjahr ein Niedrigeinkommen bekommen zu haben, in UK oder in Deutschland höher ist, hängt vom Einzelfall ab (H1\_G).
- Die Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen ist generell höher als die von abhängig Beschäftigten (H2\_G). Die Aufstiegschancen für die Selbständigen mit und ohne Mitarbeiter, unter der Voraussetzung im Vorjahr ein Niedrigeinkommen bekommen zu haben, unterscheiden sich zwischen UK und Deutschland jedoch nicht wesentlich voneinander (H2\_I).
- Die Mobilitätsrate ist für Männer höher als für Frauen (H3\_G). Der Unterschied in der Mobilitätswahrscheinlichkeit zwischen Männern und Frauen, unter der Voraussetzung im Vorjahr ein Niedrigeinkommen bekommen zu haben, ist in UK größer als in Deutschland (H3\_Ia). Es kann jedoch nicht eindeutig gezeigt werden, dass der Unterschied in den bedingten Wahrscheinlichkeiten der Niedrigeinkommensmobilität zwischen Frauen und Männern bei Selbständigen höher als bei abhängig Beschäftigten ist (H3\_Ib).
- Während ein Arbeitsplatzwechsel in UK die Wahrscheinlichkeit für Niedrigeinkommen und Mobilität jeweils verringert, erhöht ein Arbeitsplatzwechsel in Deutschland die Wahrscheinlichkeit für einen Aufstieg.
- Bessere Bildung und größere Firmen erhöhen die Aufstiegschancen.

## 5 Zusammenfassung und Diskussion

Ziel dieses Beitrags war es, den Einfluss von individuellen und institutionellen Charakteristika auf die Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten in Deutschland und UK zu analysieren. Es konnte gezeigt werden, dass die Einkommen von Selbständigen schwächer positiv mit dem Vorjahr als die der abhängig Beschäftigten korrelieren, d. h. sie schwanken stärker. Die Stärke des Zusammenhangs ist grundsätzlich zwischen Deutschland und UK vergleichbar. Die Mobilität von Selbständigen und abhängig Beschäftigten ist desto höher, je länger der betrachtete Zeitraum ist. Dabei ist die Einkommenspersistenz in Deutschland im Allgemeinen höher als in UK. In der Mitte der Einkommensverteilung (2. bis 4. Quintil) sind die Jahreseinkommen der Selbständigen in beiden Ländern mobiler als die der abhängig Beschäftigten. An den Rändern der Einkommensverteilung hängen die Ergebnisse vom betrachteten Land ab. Die Niedrigeinkommensanteile der abhängig Beschäftigten liegen in UK und Deutschland auf einem ähnlichen Niveau; der Niedrigeinkommensanteil der Selbständigen ist in UK deutlich höher als in Deutschland. In Deutschland weisen die Selbständigen unabhängig vom betrachteten Einkommen im Vergleich zu den abhängig Beschäftigten höhere Mobilitätsraten auf. In UK fallen bei den Selbständigen hingegen im Vergleich zu den abhängig Beschäftigten höhere Niedrigeinkommensanteile und geringere Mobilitätsraten zusammen. Obwohl der Niedrigeinkommensanteil der abhängig Beschäftigten in UK und Deutschland auf einem ähnlichen Niveau liegt, sind die deutschen abhängig Beschäftigten weniger mobil als die abhängig Beschäftigten in UK. Die Selbständigen sind im Gegensatz dazu in Deutschland mobiler.

Die multivariaten Ergebnisse zeigen, dass die Niedrigeinkommensmobilität von Selbständigen generell höher als die von abhängig Beschäftigten ist. In Einklang mit der bestehenden Literatur (vgl. bspw. Vieira (2005); Gernandt (2009)) stellte sich heraus, dass Männer und besser ausgebildete Personen grundsätzlich über eine höhere Aufstiegsmobilität verfügen. Ebenso erhöhen große Firmen die Aufstiegswahrscheinlichkeit. Unterschiedliche Auswirkungen ergeben sich aus einem Arbeitsplatzwechsel. Während ein Arbeitsplatzwechsel in UK die Wahrscheinlichkeit für Mobilität jeweils verringert, erhöht ein Arbeitsplatzwechsel in Deutschland die Wahrscheinlichkeit für einen Aufstieg. Nicht gezeigt werden konnte, dass die Niedrigeinkommensmobilität in UK generell höher als in Deutschland und dass die Differenz zwischen Frauen und Männer bei Selbständigen höher als bei abhängig Beschäftigten ist.

Deutlich wurde, mit welchen Herausforderungen länderübergreifende Datenanalysen verbunden sein können, selbst wenn die entsprechenden Daten bereits in einem Harmonisierungsprojekt aufbereitet wurden. Unterschiedliche Erhebungsformen und abweichend formulierte Fragen bergen das Risiko, die Vergleichbarkeit der Daten einzuschränken. Insbesondere besteht das Risiko, dass Einkommensinformationen der Selbständigen im BHPS einem größeren Underreporting-Risiko als im SOEP unterliegen. Mögliche Auswirkungen des Underreporting wurden durch die zusätzliche Betrachtung eines generierten Jahreseinkommens untersucht.

Aus dem Vergleich der originären Jahreseinkommen mit den generierten Jahreseinkommen lässt sich festhalten, dass eine Aussage darüber, ob Selbständige stärker als abhängig Beschäftigte von Niedrigeinkommen betroffen sind, in UK anders als in Deutschland nicht von den hier getroffenen Annahmen über das Ausmaß des Underreporting abhängen. Die Mobilitätsanteile der Selbständigen in Deutschland sind unabhängig vom betrachteten Einkommen (mit Ausnahme der Jahreseinkommen in den Jahre 2002 und 2004) im Vergleich zu den abhängig Beschäftigten höher. In UK zeigt die Analyse der Jahreseinkommen, dass die Mobilitätsraten für die Selbständigen in UK niedriger als bei abhängig Beschäftigten sind. Bei der Betrachtung der generierten Einkommen sind die Mobilitätsraten ist das Ergebnis vom



betrachteten Jahr abhängig. Auch bei der Regressionsanalyse zeigt sich insbesondere für UK die Relevanz der getroffenen Annahmen über das Underreporting. Zusammenfassend lässt im Hinblick auf das Underreporting in dieser Studie konstatieren, dass die Annahmen über das Underreporting zu unterschiedlichen Ergebnissen im Vergleich von Selbständigen und abhängig Beschäftigten in Bezug auf Einkommenshöhe, Niedrigeinkommensanteil und -mobilität führen können. Der Einfluss eines angenommenen Underreportings auf die deskriptiven und multivariaten Ergebnisse variierte zwischen in Deutschland und UK. Nicht berücksichtigt wurden in diesem Beitrag, ob und wann die aufwärtsmobilen Individuen wieder absteigen. In diesem Zusammenhang bieten bspw. Sequenzmusteranalysen weiteren Forschungsraum (vgl. Stegmann et al. (2013)).

## 6 Literaturverzeichnis

- Ajayi-Obe, Olufunmilola; Parker, Simon C. (2005): The Changing Nature of Work among the Self-Employed in the 1990s: Evidence from Britain. In: *Journal of Labor Research* 26 (3), S. 501-517.
- Albarrán, Pedro; Carrasco, Raquel; Martínez-Granado, Maite (2009): Inequality for Wage Earners and Self-Employed: Evidence from Panel Data. In: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 71 (4), S. 491-518.
- Aretz, Bodo (2013): Gender Differences in German Wage Mobility. Bonn (IZA Diskussionspapier Nr.). Online verfügbar unter <http://ftp.iza.org/dp7158.pdf>, zuletzt geprüft am 13.12.2015.
- Atkinson, Anthony Barnes; Bourguignon, François; Morrisson, C (1992): *Empirical Studies of Earnings Mobility*. Chur: Harwood Academic Publisher.
- Atkinson, Anthony Barnes; Cantillon, Bea; Marlier, Eric; Nolan, Brian (2002): *Social Indicators: The EU and Social Inclusion*. Oxford: Oxford University Press.
- Bachmann, Ronald; Bechara, Peggy; Schaffner, Sandra (2012): Wage Inequality and Wage Mobility in Europe. Essen: RWI. Online verfügbar unter <http://www.rwi-essen.de/publikationen/ruhr-economic-papers/514/>, zuletzt geprüft am 13.12.2015.
- Baranowska, Anna; Gebel, Michael (2010): The Determinants of Youth Temporary Employment in the Enlarged Europe. In: *European Societies* 12 (3), S. 367-390.
- Bazant, Ursula (2009): *Selbstständigkeit im konservativen Wohlfahrtssystem*. 1. Aufl. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Becker, Irene (2000): Einkommensverteilung in Deutschland - Strukturanalyse der Ungleichheit nach Einkommenskomponenten. In: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 220 (4), S. 400-418.
- Becker, Irene; Hauser, Richard (1997): *Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?* Frankfurt/Main: Campus Verlag.
- Becker, Irene; Hauser, Richard (2006): *Verteilungseffekte der Hartz-IV-Reform. Ergebnisse von Simulationsanalysen*. Berlin: Edition Sigma.
- Belot, Michèle; van Ours, Jan C. (2003): Labour Market Institutions and Unemployment. Interactions between Institutions Matter. In: *CESifo DICE report : journal for institutional comparisons ; the international platform of Ludwig-Maximilians University's Center for Economic Studies and the Ifo Institute for Economic Research* 1 (2), S. 3-6.
- Benabou, Roland; Ok, Efe (1998): *Social Mobility and the Demand for Redistribution: The POUM Hypothesis*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.

- Benz, Matthias; Frey, Bruno S. (2004): Being Independent Raises Happiness at Work. In: Swedish Economic Policy Review 11, S. 95-134.
- Benz, Matthias; Frey, Bruno S. (2008): Being Independent is a Great Thing: Subjective Evaluations of Self-Employment and Hierarchy. In: *Economica* 75 (298), S. 362-383.
- Blanchflower, David G. (2000): Self-Employment in OECD Countries. In: *Labour Economics* 7 (5), S. 471-505.
- Blanchflower, David G.; Oswald, Andrew J. (1998): What Makes an Entrepreneur? In: *Journal of Labor Economics* 16 (1), S. 26-60.
- Blázquez Cuesta, Maite (2008): Low-Wage Employment and Mobility in Spain. In: *Review of Labour Economics and Industrial Relations* 22, S. 115-146.
- Böhm, Paul (2015): Einkommensungleichheit und Reichtum in Deutschland. Empirische Analyse der Bestimmungsgründe. Univ., Diss.--Lüneburg, 2014. 1. Aufl. Baden-Baden: No-mos Verlag. Online verfügbar unter <http://dx.doi.org/10.5771/9783845265216>.
- Böhm, Paul; Merz, Joachim (2009): Reichtum in Niedersachsen und anderen Bundesländern – Ergebnisse aus der Einkommensteuer-Geschäftsstatistik 2003 für Selbständige (Freie Berufe und Unternehmer) und abhängige Beschäftigte. In: Statistisches Bundesamt (Hg.): *Forschung mit Daten der amtlichen Statistik in Niedersachsen (FoDaSt)*. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt, S. 107-123. Online verfügbar unter <http://www.leuphana.de/institute/ffb/publikationen/diskussionspapiere/dp75.html>, zuletzt geprüft am 13.07.2011.
- Bosch, Gerhard (2009): Low-Wage Work in five European Countries and the United States. In: *International Labour Review* 148 (4), S. 337-356.
- Brady, David; Fullerton, Andrew S.; Moren Cross, Jennifer (2010): More Than Just Nickels and Dimes: A Cross-National Analysis of Working Poverty in Affluent Democracies. In: *Social Problems: The Journal of the Society for the Study of Social Problems* 57 (4), S. 559-586.
- Brenke, Karl (2013): Allein tätige Selbständige: Starkes Beschäftigungswachstum, oft nur geringe Einkommen. In: *DIW Berlin Wochenbericht* 80 (7), S. 3-15.
- Buchinsky, Moshe; Hunt, Jennifer (1999): Wage Mobility in the United States. In: *The Review of Economics and Statistics* 81 (3), S. 351-368.
- Burgert, Derik (2005): Schwellenwerte im deutschen Kündigungsschutzrecht – Ein Beschäftigungshindernis für kleine Unternehmen? Lüneburg (FFB-Diskussionspapier, 51). Online verfügbar unter <https://www.leuphana.de/institute/ffb/publikationen/diskussionspapiere/dp51.html>, zuletzt geprüft am 26.05.2016.
- Burgert, Derik (2006): Einstellungschancen von Älteren – Wie wirkt der Schwellenwert im Kündigungsschutz? Lüneburg (FFB-Diskussionspapier, 62). Online verfügbar unter <https://www.leuphana.de/institute/ffb/publikationen/diskussionspapiere/dp62.html>, zuletzt geprüft am 26.05.2016.
- Burkhauser, Richard V.; Couch, K (2009): Intragenerational Inequality and Intertemporal Mobility. In: Wiemer Salverda, Brian Nolan und Timothy M. Smeeding (Hg.): *The Oxford Handbook of Economic Inequality*. Oxford: Oxford University Press, S. 522-548.
- Burmeister, Iris (forthcoming): Einkommenssituation Selbständiger in der Europäischen Union - Welchen Einfluss nehmen Wohlfahrtsstaaten?

- Canto, Olga (2003): Finding out the Routes to Escape Poverty. The Relevance of Demographic vs. Labor Market Events in Spain. In: *Review of Income and Wealth* 49 (4), S. 569-588.
- Cardoso, Ana Rute (2006): Wage Mobility. Do Institutions Make a Difference? In: *Labour Economics* 13 (3), S. 387-404.
- Carree, Martin A.; Thurik, A. Roy (2010): The Impact of Entrepreneurship on Economic Growth. In: Zoltan J. Acs und David B. Audretsch (Hg.): *Handbook on Entrepreneurship Research. An Interdisciplinary Survey and Introduction*. 2. Aufl. New York: Springer-Verlag, S. 557-594.
- Carrington, William J.; McCue, Kristin; Pierce, Brooks (1996): The Role of Employer-Employee Interactions in Labor Market Cycles Evidence from the Self-Employed. In: *Journal of Labor Economics* 14 (4), S. 571-602.
- Christopoulou, Rebekka (2011a): Codebook for the Cross-National Equivalent File 1970-2009. BHPS Data File, Volume I, 1998-2008. Online verfügbar unter <http://sites.ehe.osu.edu/cnef/files/2012/11/B-EQUIV1.pdf>, zuletzt geprüft am 30.05.2016.
- Christopoulou, Rebekka (2011b): Codebook for the Cross-National Equivalent File 1970-2009. BHPS Data File, Volume II, 1998-2008. Online verfügbar unter <http://sites.ehe.osu.edu/cnef/files/2012/11/B-EQUIV2-2.pdf>, zuletzt geprüft am 30.05.2016.
- Christopoulou, Rebekka (2011c): Codebook for the Cross-National Equivalent File 1970-2009 BHPS – HILDA – KLIPS – PSID – RLMS-HSE – SHP – SLID – SOEP: BHPS Data File, Volume II, 1991 - 2008.
- Clark, Andrew E.; Senik, Claudia (2006): The (Unexpected) Structure of "Rents" on the French and British Labour Markets. In: *The Journal of Socio-Economics* 35 (2), S. 180-196.
- Dawson, Christopher; Meza, David Emmanuel de; Henley, Andrew; Arabsheibani, G. Reza (2012): Entrepreneurship: Cause or Consequence of Financial Optimism? Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA Diskussionspapier Nr., 6844). Online verfügbar unter <http://ftp.iza.org/dp6844.pdf>.
- DICE Database (2013): Unemployment Benefit Replacement Rates, 1961 - 2011. Ifo Institute. München. Online verfügbar unter <http://www.cesifo-group.de/DICE/fb/37gR28zBH>, zu-letzt aktualisiert am 01.05.2013, zuletzt geprüft am 30.11.2015.
- Dittrich, Stefan; Gerber, Ulrike; Kordsmeyer, Volker (2013): Einkommensanalyse mit dem Taxpayer-Panel. In: Dierk Hirschel, Peter Paic und Markus Zwick (Hg.): *Daten in der wirtschaftswissenschaftlichen Forschung: Festschrift zum 65. Geburtstag von Prof. Dr. Joachim Merz*. Wiesbaden, s.l.: Springer Fachmedien Wiesbaden, S. 71-88.
- Bundestag (23.12.2002): Erstes Gesetz für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt. In: *Bundesgesetzblatt* (87), S. 4607-4620.
- Esping-Andersen, Gøsta (1990): *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Cambridge, UK: Polity Press.
- European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions (2010): *Self-Employed Workers: Industrial Relations and Working Conditions*. Online verfügbar unter <http://www.eurofound.europa.eu/docs/comparative/tn0801018s/tn0801018s.pdf>, zuletzt geprüft am 22.08.2014.
- Fairlie, Robert W. (2005): Self-Employment, Entrepreneurship, and the NLSY79. In: *Monthly Labor Review* 128 (2), S. 40-47.

- Falter, Jean-Marc (2007): Self-Employment and Earning Inequality. In: *Journal of Income Distribution* 16 (2).
- Fields, Gary Sheldon (2006): The Many Facets of Economic Mobility. In: Mark McGillivray (Hg.): *Inequality, Poverty, and Well-Being*. Houndmills: Palgrave Macmillan, S. 123-142.
- Fields, Gary Sheldon; Ok, Efe A. (1999): The Measurement of Income Mobility: An Introduction to the Literature. In: Jacques Silber (Hg.): *Handbook of Income Inequality Measurement*. Boston: Kluwer Academic Publishers, S. 557-598.
- Fuchs-Schündeln, Nicola (2009): On Preferences for Being Self-Employed. In: *Journal of Economic Behavior & Organization* 71 (2), S. 162-171.
- Gangl, Markus (2006): Scar Effects of Unemployment An Assessment of Institutional Complementarities. In: *American sociological review : ASR ; official journal of the American Sociological Association* 71 (6), S. 986-1013.
- Gardiner, Karen; Millar, Jane (2006): How Low-Paid Employees Avoid Poverty: An Analysis by Family Type and Household Structure. In: *Journal of Social Policy* 35 (3), S. 351-369.
- Geishecker, Ingo; Görg, Holger; Munch, Jakob Roland (2010): Do Labour Market Institutions Matter? Micro-level Wage Effects of International Outsourcing in three European Countries. In: *Review of World Economics* 146 (1), S. 179-198.
- Gernandt, Johannes (2009): *Decreasing Wage Mobility in Germany*. Mannheim: ZEW Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung.
- Gießelmann, Marco (2012): *Die Auswirkungen arbeitsmarktpolitischen Wandels auf die materiellen Lebensbedingungen von Erwerbstätigen in Deutschland: Empirische Vergleiche in der Zeit- und Länderdimension*. Online verfügbar unter [http://kups.ub.uni-koeln.de/4518/1/Diss\\_final6.PDF](http://kups.ub.uni-koeln.de/4518/1/Diss_final6.PDF).
- Gießelmann, Marco; Lohmann, Henning (2008): The Different Roles of Low-Wage Work in Germany: Regional, Demographical and Temporal Variances in the Poverty Risk of Low-Paid Workers. In: Hans-Jürgen Andreß und Henning Lohmann (Hg.): *The Working Poor in Europe. Employment, Poverty and Globalisation*. Cheltenham, Northampton, Mass: Edward Elgar, S. 96-123.
- Goebel, Jan; Grabka, Markus M. (2011a): Zunehmende Einkommensungleichheit und wachsendes Armutsrisiko während des letzten Jahrzehnts. In: *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 80 (4), S. 5-11.
- Goebel, Jan; Grabka, Markus Michael (2011b): *Codebook for the Cross-National Equivalent File 1970-2009 BHPS – HILDA – KLIPS – PSID – RLMS-HSE – SHP – SLID – SOEP: SOEP Data File, Volume II, 1984 - 2009*.
- Göggel, Kathrin; Gräßl, Johannes; Pfeiffer, Friedhelm (2007): Selbständigkeit in Europa 1991 - 2003: Empirische Evidenz mit Länderdaten. In: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 227 (2), S. 153-167.
- Grabka, Markus Michael; Goebel, Jan (2013): Rückgang der Einkommensungleichheit stockt. In: *DIW Berlin Wochenbericht* 80 (46), S. 13-24.
- Grabka, Markus Michael; Goebel, Jan; Schupp, Jürgen (2012): Höhepunkt der Einkommensungleichheit in Deutschland überschritten? In: *DIW Berlin Wochenbericht* 79 (43), S. 3-15.
- Hanglberger, Dominik (2011): *Does Job Satisfaction Adapt to Working Conditions? An Empirical Analysis for Rotating Shift Work, Flexitime, and Temporary Employment in UK* (FFB-Diskussionspapier, Nr. 87). Online verfügbar unter

- [http://www.leuphana.de/fileadmin/user\\_upload/Forschungseinrichtungen/ffb/files/publikationen/diskussion/DP\\_87\\_-\\_Does\\_Job\\_Satisfaction\\_Adapt\\_to\\_Working\\_Conditions.pdf](http://www.leuphana.de/fileadmin/user_upload/Forschungseinrichtungen/ffb/files/publikationen/diskussion/DP_87_-_Does_Job_Satisfaction_Adapt_to_Working_Conditions.pdf), zuletzt geprüft am 11.05.2011.
- Hanglberger, Dominik (2013): Arbeitszufriedenheit und Flexibilität: Europäischer Vergleich und Adaptions- und Antizipationseffekte. 1. Aufl. Baden-Baden, Lüneburg: Nomos Verlag.
- Heaton, John; Lucas, Deborah (2000): Portfolio Choice and Asset Prices. The Importance of Entrepreneurial Risk. In: *The Journal of Finance* 55 (3), S. 1163-1198.
- Inanc, Hande (2015): Temporary Work and Job Quality. In: Alan Felstead, Duncan Gallie und Francis Green (Hg.): *Unequal Britain at Work*. Oxford: Oxford University Press, S. 83-104.
- Jahn, Elke J.; Springer, Angelina (2013): Auch Selbstständige nehmen Unterstützung in Anspruch. In: IAB Kurzbericht - Aktuelle Analysen aus dem Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (26), S. 1-7.
- Jäntti, Markus; Jenkins, Stephen P. (2013): Income Mobility (IZA Diskussionspapier Nr., 7730). Online verfügbar unter <http://ftp.iza.org/dp7730.pdf>.
- Jenkins, Stephen P. (2011): *Changing Fortunes. Income Mobility and Poverty Dynamics in Britain*. Oxford, New York: Oxford University Press.
- Jenkins, Stephen P.; van Kerm, Philippe (2009): The Measurement of Economic Inequality. In: Wiemer Salverda, Brian Nolan und Timothy M. Smeeding (Hg.): *The Oxford Handbook of Economic Inequality*, 40-67. Oxford: Oxford University Press.
- Koch, Andreas; Rosemann, Martin; Späth, Jochen (2011): *Soloselbstständige in Deutschland. Strukturen, Entwicklungen und soziale Sicherung bei Arbeitslosigkeit : Studie im Auftrag der Abteilung Wirtschafts- und Sozialpolitik der Friedrich-Ebert-Stiftung*. Bonn: Friedrich-Ebert-Stiftung, Abt. Wirtschafts- und Sozialpolitik.
- Konietzko, Thorsten (2012): *Self-Employed Individuals, Time Use, and Earnings*. Nürnberg (Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg, Lehrstuhl für Arbeitsmarkt- und Regionalpolitik, 78). Online verfügbar unter <http://www.arbeitsmarkt.wiso.uni-erlangen.de/pdf/diskussionspapiere/dp78.pdf>, zuletzt geprüft am 26.09.2013.
- Kroh, Martin (2010): *Gewichtung im SOEP*. Workshop zur Nutzung des SOEP, 2010. Online verfügbar unter [http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw\\_01.c.353319.de/soep\\_folien\\_gewichtung\\_2010.pdf](http://www.diw.de/documents/dokumentenarchiv/17/diw_01.c.353319.de/soep_folien_gewichtung_2010.pdf), zuletzt geprüft am 17.11.2015.
- Lillard, Dean R.; Goebel, Jan; Grabka, Markus Michael (2016): *Codebook for the Cross-National Equivalent File 1970-2013. SOEP Data File 1984-2013*. Online verfügbar unter [https://cnef.ehe.osu.edu/files/2016/02/2016-SOEP-CNEF\\_codebook.pdf](https://cnef.ehe.osu.edu/files/2016/02/2016-SOEP-CNEF_codebook.pdf), zuletzt geprüft am 30.05.2016.
- Lohmann, Henning (2009): Welfare States, Labour Market Institutions and the Working Poor A Comparative Analysis of 20 European Countries. In: *European Sociological Review* 25 (4), S. 489-505.
- Maasoumi, Esfandiar (1998): On Mobility. In: David E. Giles und Aman Ullah (Hg.): *Handbook of Applied Economic Statistics*. New York: Marcel Dekker, S. 119-175.
- Maître, Bertrand; Nolan, Brian; Whelan, Christopher T. (2012): Low Pay, In-Work Poverty and Economic Vulnerability: A Comparative Analysis Using EU-SILC. In: *The Manchester School* 80 (1), S. 99-116.

- Mazei, Jens; Hüffmeier, Joachim; Freund, Philipp Alexander; Stuhlmacher, Alice F.; Bilke, Lena; Hertel, Guido (2015): A Meta-Analysis on Gender Differences in Negotiation Outcomes and their Moderators. In: *Psychological Bulletin* 141 (1), S. 85-104.
- Menezes, A. G.; Sciulli, D.; Vieira, José A. Cabral (2011): Wage Persistence and Labour Market Institutions. An Analysis of Young European Workers. In: *Applied Economics Letters* 18 (7/9), S. 823-828.
- Merz, Joachim (1994): Microdata Adjustment by the Minimum Information Loss Principle (FFB-Diskussionspapier, 10). Online verfügbar unter <http://www.leuphana.de/institute/ffb/publikationen/diskussionspapiere/dp10.html>, zuletzt geprüft am 25.05.2016.
- Merz, Joachim (2001): Hohe Einkommen, ihre Struktur und Verteilung, Lebenslagen in Deutschland. Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Bonn: Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung.
- Merz, Joachim (2002): Reichtum in Deutschland: Hohe Einkommen, ihre Struktur und Verteilung - Eine Mikroanalyse mit der Einkommensteuerstatistik für (FFB-Diskussionspapier). Online verfügbar unter [http://www.leuphana.de/fileadmin/user\\_upload/Forschungseinrichtungen/ffb/files/publikationen/diskussion/DP\\_36\\_reichtum\\_deutschland.pdf](http://www.leuphana.de/fileadmin/user_upload/Forschungseinrichtungen/ffb/files/publikationen/diskussion/DP_36_reichtum_deutschland.pdf).
- Merz, Joachim (2004): Einkommens-Reichtum in Deutschland - Mikroanalytische Ergebnisse der Einkommensteuerstatistik für Selbständige und abhängig Beschäftigte. In: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 5 (2), S. 105-126.
- Merz, Joachim; Hirschel, Dierk (2011): Income Distribution of Self-Employed as Freelancers and Entrepreneurs in Europe. In: Alfred Holzer-Thieser und Stefan Roth (Hg.): *Versicherungsrecht - Finanzmarkt- und Freiberufsrecht im Wandel wirtschaftsrechtlicher und rechts-ökonomischer Analysen: Festschrift für Harald Herrmann*. Nürnberg: IF-Verlag, S. 179-215.
- Merz, Joachim; Wagner, Joachim (Hg.) (2004): *Perspektiven der Mittelstandsforschung: Ökonomische Analysen zu Selbstständigkeit, freien Berufen und KMU*. Münster: Lit Verlag. Online verfügbar unter <http://www.worldcat.org/oclc/63513934>.
- Merz, Joachim; Zwick, Markus (2008): Einkommens- und Verteilungsanalysen mit dem Taxpayer-Panel: Neue Möglichkeiten und erste Ergebnisse für Selbständige als Freiberufler und Unternehmer und abhängig Beschäftigte sowie für hohe Einkommen. In: Gabriele Rolf, Markus Zwick und Gert G. Wagner (Hg.): *Fortschritte der informationellen Infrastruktur in Deutschland*. Baden-Baden: Nomos Verlag, S. 338-358. Online verfügbar unter <http://ffb.uni-lueneburg.de/ffb-files/File/DP/Diskussionspapier%2074.pdf>.
- Nichols, Austin; Rehm, Philipp (2014): Income Risk in 30 Countries. In: *Review of Income and Wealth* 60 (S1), S. 98-116.
- OECD (1996): *Employment Outlook 1996: July*. Paris: OECD Publishing.
- OECD (2008): *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*. Paris: OECD Publishing. Online verfügbar unter <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044197-en>.
- OECD (2015): *In It Together: Why Less Inequality Benefits All*. Paris: OECD Publishing.
- Oschmiansky, Frank; Mauer, Andreas; Schulze Buschoff, Karin (2007): Arbeitsmarktreformen in Deutschland. Zwischen Pfadabhängigkeit und Paradigmenwechsel. In: *WSI-Mitteilungen: Monatszeitschrift des Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Instituts in der Hans-Böckler-Stiftung* 60 (6), S. 291-297.

- Parker, Simon C. (2009): *The Economics of Entrepreneurship*. Cambridge, New York: Cambridge University Press.
- Pavlopoulos, Dimitris; Muffels, Ruud; Vermunt, Jeroen K. (2010): Wage Mobility in Europe. A Comparative Analysis using Restricted Multinomial Logit Regression. In: *Quality & Quantity* 44 (1), S. 115-129.
- Schäfer, Holger; Schmidt, Jörg (2013): Chancengerechtigkeit durch Aufstiegsmobilität. Kurzstudie auf Basis des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Institut der deutschen Wirtschaft Köln. Köln. Online verfügbar unter <http://www.iwkoeln.de/studien/gutachten/beitrag/holger-schaefer-joerg-schmidt-chancengerechtigkeit-durch-aufstiegsmobilitaet-124925>, zuletzt aktualisiert am 27.08.2013, zuletzt geprüft am 26.05.2015.
- Schäfer, Holger; Schmidt, Jörg; Schröder, Christoph (2013): Lohn- und Einkommensmobilität in Deutschland: Ursachen, Interdependenzen und empirische Befunde. In: *IW-Trends - Vierteljährliche Zeitschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung* 40 (1), S. 1-20.
- Schulze Buschoff, Karin (2007): "Neue Selbständige" und Soziale Sicherheit: Ein europäischer Vergleich. In: *WSI-Mitteilungen: Zeitschrift des Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Instituts in der Hans-Böckler-Stiftung* (7), S. 387-393.
- Shorrocks, Anthony F. (1978a): Income Inequality and Income Mobility. In: *Journal of Economic Theory* 19 (2), S. 376-393.
- Shorrocks, Anthony F. (1978b): The Measurement of Mobility. In: *Econometrica* 46 (5), S. 1013-1024.
- Spieß, Martin; Kroh, Martin; Pischner, Rainer; Wagner, Gert G. (2008): On the Treatment of Non-Original Sample Members in the German Household Panel Study (SOEP). Tracing, Weighting, and Frequencies. Berlin (Data Documentation / DIW, 30). Online verfügbar unter [http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw\\_01.c.83165.de/diw\\_datadoc\\_2008-030.pdf](http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.83165.de/diw_datadoc_2008-030.pdf), zuletzt aktualisiert am April 2008, zuletzt geprüft am 17.11.2015.
- Stegmann, Michael; Borg, Ingwer; Fantapié-Altobelli, Claudia; Hinz, Holger; Jirjahn, Uwe; Kittel, Bernhard et al. (2013): *Sequenzmusteranalyse. Einführung in Theorie und Praxis*. 1. Auflage. Mering: Rainer Hampp Verlag.
- Stewart, Mark B.; Swaffield, Joanna K. (1999): Low Pay Dynamics and Transition Probabilities. In: *Economica* 66 (261), S. 23-42.
- Taylor, Marcia Freed; Brice, John; Buck, Nick; Prentice-Lane, Elaine (2010): *British Household Panel Survey User Manual Volume A: Introduction, Technical Report and Appendices*. Colchester: University of Essex. Online verfügbar unter [https://www.iser.essex.ac.uk/bhps/documentation/pdf\\_versions/volumes/bhpsvola.pdf](https://www.iser.essex.ac.uk/bhps/documentation/pdf_versions/volumes/bhpsvola.pdf), zuletzt geprüft am 28.05.2014.
- van de Ven, Wynand P. M. M.; van Praag, Bernard M. S. (1981): The Demand for Deductibles in Private Health Insurance. A Probit Model with Sample Selection. In: *Journal of Econometrics* 17 (2), S. 229-252.
- van Kerm, Philippe; Pi Alperin, Maria Noel (2013): Inequality, Growth and Mobility. The Intertemporal Distribution of Income in European Countries 2003–2007. In: *Economic Modelling* 35, S. 931-939.
- Vieira, José A. Cabral (2005): Low-Wage Mobility in the Portuguese Labour Market. In: *Portuguese Economic Journal* 4 (1), S. 1-14.

- Visser, Jelle (2013): Data Base on Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts, 1960-2011 (ICTWSS). Online verfügbar unter [http://www.uva-aias.net/uploaded\\_files/regular/ICTWSScodebook40.pdf](http://www.uva-aias.net/uploaded_files/regular/ICTWSScodebook40.pdf), zuletzt aktualisiert am April 2013, zuletzt geprüft am 18.07.2014.
- Voss, Dorothea; Weinkopf, Claudia (2012): Niedriglohnfalle Minijob. In: WSI-Mitteilungen: Zeitschrift des Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Instituts in der Hans-Böckler-Stiftung 65 (1), S. 5-13.
- Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung; Institut für Arbeitsmarktforschung- und Berufsforschung (2011): Soziale Mobilität, Ursachen für Auf- und Abstiege. Studie für den 4. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales. Online verfügbar unter [http://www.bmas.de/SharedDocs/Downloads/DE/PDF-Publikationen/a415-3-soziale-mobilitaet-pdf.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](http://www.bmas.de/SharedDocs/Downloads/DE/PDF-Publikationen/a415-3-soziale-mobilitaet-pdf.pdf?__blob=publicationFile), zuletzt aktualisiert am 20.12.2011, zuletzt geprüft am 03.12.2014.
- Zimmermann, Klaus F. (2005): Eine Zeitenwende am Arbeitsmarkt. In: Aus Politik und Zeitgeschichte 55 (16), S. 3-5.



# **Forschungsinstitut Freie Berufe (FFB), Universität Lüneburg**

## **Publikationen**

**FFB-Jahresberichte**

**FFB-Bücher in der FFB-Schriftenreihe**

**FFB-Bücher**

**FFB-Gutachten**

**FFB-Artikel in wissenschaftlichen Zeitschriften und Büchern**

**FFB-Reprints**

**FFB-Dokumentationen, ISSN 1615-0376**

**FFB Sonstige Arbeitsberichte, ISSN 0175-7275**

[www.leuphana.de/ffb](http://www.leuphana.de/ffb)

### **FFB-Diskussionspapiere, ISSN 0942-2595**

Burmeister, I., 2016, Niedrigeinkommensmobilität und Persistenz: Sind Niedrigeinkommen bei Selbständigen nur vorübergehend und welche Rolle spielen institutionelle Rahmenbedingungen?, FFB-Diskussionspapier Nr. 106, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg.

Merz, J. und Scherg, B., 2016, Zeit, Wohlstand und Zufriedenheit – Multidimensionale Polarisierung von Zeit und Einkommen: Selbstständige und abhängige Beschäftigte, FFB-Diskussionspapier Nr. 105, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg.

Peters, N., 2016, Zeit für Kinderbetreuung Deutscher Haushalte – Staatlicher Handlungsbedarf? – Eine ökonometrische Analyse mit dem Sozioökonomischen Panel, FFB-Diskussionspapier Nr. 104, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg.

Merz, J. und Scherg, B., 2016, Freie Berufe – Hat die Ungleichheit und Polarisierung von Einkommen und Zeit zugenommen?, FFB-Diskussionspapier Nr. 103, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg.

Merz, J. und Rathjen, T., 2015, Entrepreneurs and Freelancers: Are They Time and Income Multidimensional Poor? – The German Case, FFB-Diskussionspapier Nr. 102, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg.

Felchner, M., 2015, Einkommensdynamik bei Selbständigen als Freien Berufen und abhängig Beschäftigten – Eine dynamische Paneldatenschätzung mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels, FFB-Diskussionspapier Nr. 101, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg.

Merz, J. und Rusch, L., 2015, MICISIM-4J – A General Microsimulation Model (Version 1.1) User Guide, FFB-Diskussion Paper No. 100, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg.

Merz, J., 2015, Sind Rentner zufriedener? Eine Panelanalyse von Antizipations- und Adaptionseffekten, FFB-Diskussionspapier Nr. 99, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg.

Scherg, B., 2014, Multidimensional Polarization of Income and Wealth: The Extent and Intensity of Poverty and Affluence, FFB-Diskussion Paper No. 98, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg.

Scherg, B., 2014, Ist die Einkommenspolarisierung gestiegen? -Alternative Messkonzepte und ihre Ergebnisse für Selbstständige und abhängig Beschäftigte, FFB Diskussionspapier Nr. 97, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg.

- Burmester, I. und Scherg, B., 2013, Polarisierung von Arbeitseinkommen im internationalen Vergleich – Empirische Befunde, FFB Diskussionspapier Nr. 96, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.96
- Merz, J. und Scherg, B., 2013, Polarization of Time and Income -A Multidimensional Approach with Well-Being Gap and Minimum 2DGAP: German Evidence , FFB-Discussion Paper No. 95, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.95
- Rucha, R., 2011, Hat eine freiwillige Mitgliedschaft in Berufsverbänden einen Effekt auf das Einkommen von Freiberuflern? – Eine Panelanalyse für Deutschland, FFB Diskussionspapier Nr. 94, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.94
- Eilsberger, P. und Zwick, M., 2011, Geschlechterspezifische Einkommensunterschiede bei Selbständigen als Freiberufler und Gewerbetreibende im Vergleich zu abhängig Beschäftigten – Ein empirischer Vergleich auf der Grundlage steuerstatistischer Mikrodaten, FFB Diskussionspapier Nr. 93, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.93
- Merz, J. and Rathjen, T., 2011, Intensity of Time and Income Interdependent Multidimensional Poverty: Well-Being and Minimum 2DGAP – German Evidence, FFB-Discussion Paper No. 92, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.92
- Rathjen, T., 2011, Do Time Poor Individuals Pay More?, FFB-Discussion Paper No. 91, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.91
- Merz, J., Hanglberger, D. and Rucha, R., 2011, The Timing of Daily Demand for Goods and Services - Microsimulation Policy Results of an Aging Society, Increasing Labour Market Flexibility and Extended Public Childcare in Germany, FFB-Discussion Paper No. 90, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.90
- Merz, J. und Rathjen, T., 2011, Zeit- und Einkommensarmut von Freien Berufen und Unternehmern, FFB Diskussionspapier Nr. 89, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.89
- Hanglberger, D. und Merz, J., 2011, Are Self-Employed Really Happier Than Employees? An Approach Modelling Adaptation and Anticipation Effects to Self-Employment and General Job Changes, FFB-Discussion Paper No. 88, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.88
- Hanglberger, D., 2011, Does Job Satisfaction Adapt to Working Conditions? An Empirical Analysis for Rotating Shift Work, Flextime, and Temporary Employment in UK, FFB-Discussionpaper No. 87, Fakultät W, Wirtschaftswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.87
- Hanglberger, D., 2010, Arbeitszufriedenheit im internationalen Vergleich, FFB-Diskussionspapier Nr. 86, Fakultät II, Wirtschafts- Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.86
- Merz, J. und Stolze, H., 2010, Kumulation von Querschnitten - Evaluierung alternativer Konzepte kumulierten laufenden Wirtschaftsrechnungen bis 2003 im Vergleich zur Einkommens-Verbrauchsstichprobe 2003, FFB-Diskussionspapier Nr. 85, Fakultät II, Wirtschafts- Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.85
- Merz, J. und Stolze, H., 2010, Cumulation of Cross-Section Surveys - Evaluation of Alternative Concepts for the Cumulated Continuous Household Budget Surveys (LWR) 1999 until 2003 compared to the Sample Survey of Income and Expenditures (EVS) 2003, FFB-Discussionpaper No. 84, Fakultät II, Wirtschafts-Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr.84
- Österbacka, E., Merz, J. and C.D. Zick., 2010, Human Capital Investments in Children: A Comparative Analysis of the Role of Parent-Child Shared Time in Selected Countries, FFB-Discussionpaper No. 83, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 83

- Merz, J. und T. Rathjen, 2010, Sind Selbständige zeit- und einkommensarm? Eine Mikroanalyse der Dynamik interdependenter multidimensionaler Armut mit dem Sozio-ökonomischen Panel und den deutschen Zeitbudgeterhebungen, FFB-Diskussionspapier Nr. 82, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 82
- Rucha, R., 2010, Effekte einer freiwilligen Mitgliedschaft in Berufsverbänden auf das Einkommen - Eine Analyse der Einkommensdynamik bei Freiberuflern in Deutschland, FFB-Diskussionspapier Nr. 81, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 81
- Hanglberger, D., 2010, Arbeitszufriedenheit und flexible Arbeitszeiten – Empirische Analyse mit Daten des Sozio-oekonomischen Panels, FFB-Diskussionspapier Nr. 80, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 80
- Merz, J. and T. Rathjen, 2009, Time and Income Poverty – An Interdependent Multidimensional Poverty Approach with German Time Use Diary Data, FFB-Discussionpaper No. 79, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 79
- Merz, J., 2009, Time Use and Time Budgets – Improvements, Future Challenges and Recommendations, FFB-Discussionpaper, No. 78, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 78
- Merz, J., Hanglberger, D. and R. Rucha, 2009, The Timing of Daily Demand for Goods and Services – Multivariate Probit Estimates and Microsimulation Results for an Aged Population with German Time Use Diary Data, FFB-Discussionpaper No. 77, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 77
- Merz, J., 2009, Zeitverwendungsforschung und Mediennutzung, FFB-Diskussionspapier Nr. 76, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 76
- Böhm, P. und J. Merz, 2008, Reichtum in Niedersachsen und anderen Bundesländern – Ergebnisse aus der Steuer-Geschäftsstatistik 2003 für Selbständige (Freie Berufe und Unternehmer) und abhängig Beschäftigte, FFB-Diskussionspapier Nr. 75, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 75
- Merz, J. und M. Zwick, 2008, Einkommens- und Verteilungsanalysen mit dem Taxpayer-Panel – Neue Möglichkeiten und erste Ergebnisse für Selbständige als Freiberufler und Unternehmer und abhängig Beschäftigte sowie für hohe Einkommen, FFB-Diskussionspapier Nr. 74, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 74
- Böhm, P. und J. Merz, 2008, Zum Einkommensreichtum Älterer in Deutschland – Neue Reichtumskennzahlen und Ergebnisse aus der Lohn- und Einkommenssteuerstatistik (FAST 2001), FFB-Diskussionspapier Nr. 73, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 73
- Herrmann, H., 2007, Freie Berufe – Europäische Entwicklungen, FFB-Diskussionspapier Nr. 72, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 72
- Deneke, J.F.V., 2007, Freie Berufe – Herausforderungen an die Wissenschaft, FFB-Diskussionspapier Nr. 71, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 71
- Merz, J., Böhm, P., Hanglberger, D., Stolze, H. und R. Rucha, 2007, Wann werden Serviceleistungen nachgefragt? Eine Wirkungsanalyse anhand des neuen FFB-Mikrosimulationsmodells ServSim, FFB-Diskussionspapier Nr. 70, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 70
- Stolze H., 2007, Die Nachfrage nach Gesundheitsleistungen - Ergebnisse der FFB-Patientenumfrage, FFB-Diskussionspapier Nr. 69, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 69
- Burgert, D., 2006, Betriebliche Weiterbildung und Verbleib Älterer im Betrieb, FFB-Diskussionspapier Nr. 68, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 68

- Merz, J., 2006, Polarisierung der Einkommen von Selbständigen? – Zur Dynamik der Einkommensverteilung von Freiberuflern und Unternehmern, FFB-Diskussionspapier Nr. 67, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 67
- Paic, P., 2006, Informationelle Zugänge für die empirische Untersuchung freiberuflicher Existenzgründungen, FFB-Diskussionspapier Nr. 66, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 66
- Merz, J. und M. Zwick, 2006, Einkommensanalysen mit Steuerdaten – Mikroanalysen zu hohen Einkommen und Selbständigkeit und Mikrosimulation zu Politikalternativen der Einkommen-, Körperschaft- und Gewerbesteuer, FFB-Diskussionspapier Nr. 65, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 65
- Merz, J., Stolze, H. und M. Zwick, 2006, Wirkungen alternativer Steuerreformmodelle auf die Einkommensverteilung von Freien und anderen Berufen, FFB-Diskussionspapier Nr. 64, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 64
- Zwick, M., 2006, Gemeindefinanzreform und Freie Berufe, FFB-Diskussionspapier Nr. 63, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 63
- Burgert, D., 2006, Kündigungsschutz – Ein Hindernis für das Beschäftigungswachstum? FFB-Diskussionspapier Nr. 62, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 62
- Paic, P., 2006, Existenzgründung und Einkommen Freier Berufe – Ergebnisse aus dem Sozio-ökonomischen Panel und der FFB-Onlineumfrage Freie Berufe, FFB-Diskussionspapier Nr. 61, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 61
- Merz, J. und P. Böhm, 2006, Arbeitszeit und Einkommen – Neue Ergebnisse aus der deutschen Zeitbudgeterhebung, FFB-Diskussionspapier Nr. 60, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 60
- Merz, J., 2006, Hohe und niedrige Einkommen – Neue Ergebnisse zu Freien und anderen Berufen aus dem Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung, FFB-Diskussionspapier Nr. 59, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 59
- Merz, J., Vögl, D. und M. Zwick, 2006, De facto Anonymised Microdata File on Income Tax Statistics 1998, FFB-Diskussionspapier No. 58, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 58
- Merz, J. and L. Osberg, 2006, Keeping in Touch – A Benefit of Public Holidays. FFB-Diskussionspapier No. 57, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 57
- Merz, J. and P. Paic, 2006, Start-up success of freelancers – New microeconomic evidence from the German Socio-Economic Panel. FFB-Diskussionspapier No. 56, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 56
- Merz, J. und P. Paic, 2006, Erfolgsfaktoren freiberuflicher Existenzgründung – Neue mikroökonomische Ergebnisse mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels, FFB-Diskussionspapier Nr. 55, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 55
- Merz, J. and H. Stolze, 2006, Representative Time Use Data and Calibration of the American Time Use Studies 1965-1999, FFB-Diskussionspapier No. 54, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 54
- Paic, P. und H. Brand, 2005, Die Freien Berufe im Sozio-ökonomischen Panel - Systematische Berichtigung der kritischen Wechsel innerhalb der Selbständigengruppe, FFB-Diskussionspapier Nr. 53, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 53
- Merz, J. und P. Paic, 2005, Zum Einkommen der Freien Berufe – Eine Ordered Probit-Analyse ihrer Determinanten auf Basis der FFB-Onlineumfrage, FFB-Diskussionspapier Nr. 52, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 52

- Burgert, D., 2005, Schwellenwerte im deutschen Kündigungsschutzrecht – Ein Beschäftigungshindernis für kleine Unternehmen?, FFB-Diskussionspapier Nr. 51, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 51
- Merz, J., Böhm, P. und D. Burgert, 2005, Arbeitszeitarrangements und Einkommensverteilung – Ein Treatment Effects Ansatz der Einkommenschätzung für Unternehmer, Freiberufler und abhängig Beschäftigte, FFB-Diskussionspapier Nr. 50, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 50
- Burgert, D., 2005, The Impact of German Job Protection Legislation on Job Creation in Small Establishments – An Application of the Regression Discontinuity Design, FFB-Discussionpaper No. 49, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 49
- Merz, J. und D. Burgert, 2005, Arbeitszeitarrangements – Neue Ergebnisse aus der nationalen Zeitbudgeterhebung 2001/02 im Zeitvergleich, FFB-Diskussionspapier Nr. 48, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 48
- Merz, J., Böhm, P. and D. Burgert, 2005, Timing, Fragmentation of Work and Income Inequality – An Earnings Treatment Effects Approach, FFB-Discussionpaper No. 47, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 47
- Merz, J. und P. Paic, 2004, Existenzgründungen von Freiberuflern und Unternehmer – Eine Mikroanalyse mit dem Sozio-ökonomischen Panel FFB-Diskussionspapier Nr. 46, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 46
- Merz, J. und D. Burgert, 2004, Wer arbeitet wann? Arbeitszeitarrangements von Selbständigen und abhängig Beschäftigten – Eine mikroökonomische Analyse deutscher Zeitbudgetdaten, FFB-Diskussionspapier Nr. 45, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 45
- Hirschel, D. und J. Merz, 2004, Was erklärt hohe Arbeitseinkommen der Selbständigen – Eine Mikroanalyse mit Daten des Sozio-ökonomischen Panels, FFB-Diskussionspapier Nr. 44, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 44
- Ackermann, D., Merz, J. und H. Stolze, 2004, Erfolg und Erfolgsfaktoren freiberuflich tätiger Ärzte – Ergebnisse der FFB-Ärztebefragung für Niedersachsen, FFB-Diskussionspapier Nr. 43, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 43
- Hirschel, D., 2003, Do high incomes reflect individual performance? The determinants of high incomes in Germany, FFB-Discussionpaper No. 42, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 42
- Merz, J. and D. Burgert, 2003, Working Hour Arrangements and Working Hours – A Microeconomic Analysis Based on German Time Diary Data, FFB-Discussionpaper No. 41, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 41
- Merz, J. und M. Zwick, 2002, Hohe Einkommen: Eine Verteilungsanalyse für Freie Berufe, Unternehmer und abhängig Beschäftigte, Eine Mikroanalyse auf der Basis der Einkommensteuerstatistik, FFB-Diskussionspapier Nr. 40, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 40
- Merz, J. and D. Hirschel, 2003, The distribution and re-distribution of income of self-employed as freelancers and entrepreneurs in Europe, FFB-Discussionpaper No. 39, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 39
- Stolze, H., 2002, Datenbankgestützte Internetpräsenzen – Entwicklung und Realisation am Beispiel der Homepage des Forschungsinstituts Freie Berufe (FFB) der Universität Lüneburg <http://ffb.uni-lueneburg.de>, FFB-Diskussionspapier Nr. 38, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 38
- Merz, J., 2002, Zur Kumulation von Haushaltsstichproben, FFB-Diskussionspapier Nr. 37, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 37

- Merz, J., 2002, Reichtum in Deutschland: Hohe Einkommen, ihre Struktur und Verteilung – Eine Mikroanalyse mit der Einkommensteuerstatistik für Selbständige und abhängig Beschäftigte, FFB-Diskussionspapier Nr. 36, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 36
- Merz, J. und M. Zwick, 2002, Verteilungswirkungen der Steuerreform 2000/2005 im Vergleich zum ,Karlsruher Entwurf Auswirkungen auf die Einkommensverteilung bei Selbständigen (Freie Berufe, Unternehmer und abhängig Beschäftigte), FFB-Diskussionspapier Nr. 35, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 35
- Merz, J., Stolze, H. and M. Zwick, 2002, Professions, entrepreneurs, employees and the new German tax (cut) reform 2000 – A MICSIM microsimulation analysis of distributional impacts, FFB-Discussionpaper No. 34, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 34
- Forschungsinstitut Freie Berufe, 2002, Freie Berufe im Wandel der Märkte - 10 Jahre Forschungsinstitut Freie Berufe (FFB) der Universität Lüneburg, Empfang am 4. November 1999 im Rathaus zu Lüneburg, FFB-Diskussionspapier Nr. 33, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 33
- Merz, J., 2002, Time Use Research and Time Use Data – Actual Topics and New Frontiers, FFB-Discussion Paper No. 32, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 32
- Merz, J., 2001, Freie Berufe im Wandel der Arbeitsmärkte, FFB-Diskussionspapier Nr. 31, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 31
- Merz, J., 2001, Was fehlt in der EVS? Eine Verteilungsanalyse hoher Einkommen mit der verknüpften Einkommensteuerstatistik für Selbständige und abhängig Beschäftigte, FFB-Diskussionspapier Nr. 30, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 30
- Merz, J., 2001, Informationsfeld Zeitverwendung – Expertise für die Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur zwischen Wissenschaft und Statistik, FFB-Diskussionspapier Nr. 29, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 29
- Schatz, C. und J. Merz, 2000, Die Rentenreform in der Diskussion – Ein Mikrosimulationsmodell für die Altersvorsorge in Deutschland (AVID-PTO), FFB-Diskussionspapier Nr. 28, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 28
- Merz, J., 2000, The Distribution of Income of Self-employed, Entrepreneurs and Professions as Revealed from Micro Income Tax Statistics in Germany, FFB-Discussion Paper No. 27, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 27
- Merz, J., Loest, O. und A. Simon, 1999, Existenzgründung – Wie werde ich selbständig, wie werde ich Freiberufler? Ein Leitfaden, FFB-Diskussionspapier Nr. 26, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 26
- Merz, J. und D. Kirsten, 1998, Extended Income Inequality and Poverty Dynamics of Labour Market and Valued Household Activities – A Ten Years Panelanalysis for Professions, Entrepreneurs and Employees in Germany, FFB-Discussion Paper No. 25, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 25
- Merz, J., Quiel, T. und K. Venkatarama, 1998, Wer bezahlt die Steuern? – Eine Untersuchung der Steuerbelastung und der Einkommenssituation für Freie und andere Berufe, FFB-Diskussionspapier Nr. 24, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 24
- Merz, J. and R. Lang, 1997, Preferred vs. Actual Working Hours – A Ten Panel Econometric Analysis for Professions, Entrepreneurs and Employees in Germany, FFB-Discussion Paper No. 23, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 23
- Merz, J., 1997, Privatisierung und Deregulierung und Freie und staatlich gebundene Freie Berufe – Einige ökonomische Aspekte, FFB-Diskussionspapier Nr. 22, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 22

- de Kam, C. A., de Haan, J., Giles, C., Manresa, A., Berenguer, E., Calonge, S., Merz, J. and K. Venkatarama, 1996, The Distribution of Effective Tax Burdens in Four EU Countries, FFB-Discussion Paper No. 21, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 21
- Deneke, J. F. V., 1996, Freie Berufe und Mittelstand – Festrede zur Verleihung der Ehrendoktorwürde, FFB-Diskussionspapier Nr. 20, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 20
- Merz, J., 1996, Die Freien Berufe – Laudatio zur Verleihung der Ehrendoktorwürde des Fachbereiches Wirtschafts- und Sozialwissenschaften der Universität Lüneburg an Prof. J. F. Volrad Deneke, FFB-Diskussionspapier Nr. 19, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 19
- de Kam, C. A., de Haan, J., Giles, C., Manresa, A., Berenguer, E., Calonge, S. and J. Merz, 1996, Who pays the taxes?, FFB-Discussion Paper No. 18, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 18
- Merz, J., 1996, Schattenwirtschaft und ihre Bedeutung für den Arbeitsmarkt, FFB-Diskussionspapier Nr. 17, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 17
- Merz, J. und D. Kirsten, 1995, Freie Berufe im Mikrozensus II – Einkommen und Einkommensverteilung anhand der ersten Ergebnisse für die neuen und alten Bundesländer 1991, FFB-Diskussionspapier Nr. 16, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 16
- Merz, J. und D. Kirsten, 1995, Freie Berufe im Mikrozensus I – Struktur und quantitative Bedeutung anhand der ersten Ergebnisse für die neuen und alten Bundesländer 1991, FFB-Diskussionspapier Nr. 15, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 15
- Merz, J., 1995, MICSIM – Concept, Developments and Applications of a PC-Microsimulation Model for Research and Teaching, FFB-Discussion Paper No. 14, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 14
- Rönnau, A., 1995, Freie Berufe in der DDR, der Bundesrepublik Deutschland und im wiedervereinten Deutschland: Auswertungen von Berufstätigenerhebung und Arbeitsstättenzählung, FFB-Diskussionspapier Nr. 13, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 13
- Burkhauser, R. V., Smeeding, T. M. and J. Merz, 1994, Relative Inequality and Poverty in Germany and the United States Using Alternative Equivalence Scales, FFB-Discussion Paper No. 12, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 12
- Widmaier, U., Niggemann, H. and J. Merz, 1994, What makes the Difference between Unsuccessful and Successful Firms in the German Mechanical Engineering Industry? A Microsimulation Approach Using Data from the NIFA-Panel, FFB-Discussion Paper No. 11, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 11
- Merz, J., 1994, Microdata Adjustment by the Minimum Information Loss Principle, FFB-Discussion Paper No. 10, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 10
- Merz, J., 1994, Microsimulation – A Survey of Methods and Applications for Analyzing Economic and Social Policy, FFB-Discussion Paper No. 9, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 9
- Merz, J., Garner, T., Smeeding, T. M., Faik, J. and D. Johnson, 1994, Two Scales, One Methodology – Expenditure Based Equivalence Scales for the United States and Germany, FFB-Discussion Paper No. 8, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 8
- Krickhahn, T., 1993, Lobbyismus und Mittelstand: Zur Identifikation der Interessenverbände des Mittelstands in der Bundesrepublik Deutschland, FFB-Diskussionspapier Nr. 7, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 7
- Merz, J., 1993, Market and Non-Market Labor Supply and Recent German Tax Reform Impacts – Behavioral Response in a Combined Dynamic and Static Microsimulation Model, FFB-Discussion Paper No. 6, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 6

- Merz, J., 1993, Microsimulation as an Instrument to Evaluate Economic and Social Programmes, FFB-Discussion Paper No. 5, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 5
- Merz, J., 1993, Statistik und Freie Berufe im Rahmen einer empirischen Wirtschafts- und Sozialforschung, Antrittsvorlesung im Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften der Universität Lüneburg, FFB-Diskussionspapier Nr. 4, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 4
- Merz, J. and J. Faik, 1992, Equivalence Scales Based on Revealed Preference Consumption Expenditure Microdata – The Case of West Germany, FFB-Discussion Paper No. 3, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 3
- Merz, J., 1992, Time Use Dynamics in Paid Work and Household Activities of Married Women – A Panel Analysis with Household Information and Regional Labour Demand, FFB-Discussion Paper No. 2, Department of Economics and Social Sciences, University of Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 2
- Forschungsinstitut Freie Berufe, 1992, Festliche Einweihung des Forschungsinstituts Freie Berufe am 16. Dezember 1991 im Rathaus zu Lüneburg, FFB-Diskussionspapier Nr. 1, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Universität Lüneburg, Lüneburg. FFB-DP Nr. 1

FFB-Jahresberichte, FFB-Diskussionspapiere und FFB-Dokumentationen können über unsere FFB-Homepage kostenlos heruntergeladen werden. FFB-Reprints werden auf Anfrage kostenlos zugesandt.

FFB-Bücher können sowohl bei uns als auch beim NOMOS Verlag bestellt werden. Sonstige Arbeitsberichte und Sonstige Bücher sind über den jeweiligen Autor zu beziehen.

[www.leuphana.de/ffb](http://www.leuphana.de/ffb)