
Zeit- und Einkommensarmut von Selbständigen als Freiberufler und Unternehmer – Ein Beitrag zu interdependenter multidimensionaler Armut und zu den „working poor“

JOACHIM MERZ UND TIM RATHJEN

Joachim Merz, Leuphana Universität Lüneburg, Fakultät Wirtschaft, Forschungsinstitut Freie Berufe (FFB), Professur „Statik und Freie Berufe“, CREPS (Center for Research in Entrepreneurship, Professions and Small Business Economics), IZA (Institute for the Study of Labour), E-Mail: merz@leuphana.de
Tim Rathjen, Leuphana Universität Lüneburg, Fakultät Wirtschaft, Forschungsinstitut Freie Berufe (FFB), Professur „Statik und Freie Berufe“, E-Mail: rathjen@leuphana.de

Zusammenfassung: Fundierte Informationen über den Lebensstandard, die Einkommens- und Zeitsituation von Selbständigen – als Freiberufler und Unternehmer (Gewerbetreibende) – sind äußerst rar, obwohl diese Gruppe der Erwerbstätigen eine besondere Bedeutung als „Motor der Wirtschaft“ zugesprochen wird. Unsere Studie ist dazu ein Beitrag und untersucht die Wohlfahrtssituation von Selbständigen, indem nicht nur nach der Einkommensarmut gefragt wird, sondern auch Zeitarmut im Rahmen eines neuen interdependenten multidimensionalen Armutskonzepts Berücksichtigung findet. Datenbasis ist einerseits das Sozio-oekonomische Panel für die bevölkerungsrepräsentative Bewertung der Kompensierung/Substitutionalität zwischen genuiner, persönlicher Freizeit und Einkommen als auch die beiden Zeitbudgeterhebungen 1992/92 und 2001/02 des Statistischen Bundesamtes. Zentrales Ergebnis: Selbständige sind hinsichtlich alleiniger Einkommensarmut, alleiniger Zeitarmut und interdependenter multidimensionaler Zeit- und Einkommensarmut in beiden Jahren weit stärker betroffen als alle anderen Erwerbstätigen. Ein erheblicher Anteil von nichteinkommensarmen, aber zeitarmer Erwerbstätigen generell und Selbständige im Besonderen ist nicht in der Lage, ihr Zeitdefizit durch ihr Einkommen zu kompensieren. In der multivariaten Erklärung des interdependenten mul-

→ JEL Classification: I32, D31, J22

→ Keywords: Interdependent multidimensional time and income poverty, working poor, self-employed, liberal professionals and entrepreneurs, CES welfare function, Socio-economic Panel, German Time Use Study 1991/92 and 2991/02

tidimensionalen (IMD) Zeit- und Einkommensarmutsrisikos (Probit-Analyse) hat sich die familiäre Situation mit zunehmender Kinderzahl als signifikantes Erklärungsmuster, und zwar sowohl für Alleinerziehende als auch für Paare, herausgestellt. Zeit- und einkommensarme Personen werden damit sowohl in der Armuts- und Wohlfahrtsdiskussion, in der Diskussion um die „working poor“ als auch in den Diskussionen um Zeitstress und Zeitdruck bisher generell, und für die Selbständigen insbesondere, unzulässigerweise vernachlässigt.

Summary: This paper contributes to the well-being and poverty discussion with an analysis of interdependent multidimensional (IMD) poverty of time and income, which in particular restricts social participation. The working poor focus is on the self-employed as (liberal) professionals and entrepreneurs.

I Einleitung

Selbständigen wird als „Motor der Wirtschaft“ und ob ihrer herausragenden Rolle als Arbeitgeber eine besondere Bedeutung für Wirtschaft und Gesellschaft zugesprochen. Da verwundert es, dass fundierte Informationen über den Lebensstandard, die Einkommens- und Zeitsituation von Selbständigen – als Freiberufler und Unternehmer (Gewerbetreibende) – äußerst rar sind. Dahinter stehen mehrere Gründe: So haben beispielsweise Selbständige hinsichtlich ihrer Einkommen bei größerer Komplexität ihrer geschäftlichen Beziehungen im Vergleich zu abhängig Beschäftigten andere Möglichkeiten, ihr Einkommen steuerminimierend zu definieren. Zudem ist es oft schwierig, ein Monatseinkommen ähnlich dem der Lohnabhängigen als Selbständiger anzugeben, da geschäftliche und private Steuertermine nicht übereinstimmen und exakte Steuer- und Einkommensdaten nur für vergangene Jahre zur Verfügung stehen. Zudem ist auch die Abgrenzung als Selbständiger nicht immer eindeutig, zumal wenn es sich um abhängige Geschäftsbeziehungen nur zu einem Kontraktor (Stichwort: Scheinselbständigkeit) handelt. All diese Gründe haben schließlich weitgehend dazu geführt, in Studien zu allgemeinen Lebensbedingungen und insbesondere zur Einkommensverteilung und zur Armut die Selbständigen explizit auszuklammern. Selbst wenn Selbständige mit niedrigen Einkommen aus den genannten und weiteren Gründen nicht immer als „arm“ bezeichnet werden können, so ist doch eine quantitative Annäherung an das Phänomen unumgänglich, um auch für diese wichtige Bevölkerungsgruppe eine zielgenaue Wirtschafts- und Sozialpolitik zum Abbau eines Armutsrisikos zu ermöglichen.

Unsere Studie will dazu beitragen und thematisiert unter der Perspektive der „working poor“ nicht nur die Einkommensarmut sondern auch die verbundene Zeit- und Einkommensarmut von Selbständigen mit ihren Teilgruppen, den Freiberuflern und Gewerbetreibenden (im Weiteren als Unternehmer bezeichnet). Ist es tatsächlich so, dass Selbständige nicht nur einkommensreich sind sondern auch aufgrund ihrer Unabhängigkeit und Zeitsouveränität verhältnismäßig viel disponible Zeit zur Verfügung haben? Oder ist die Einkommenssituation oft auch prekär und bleibt nach Berücksichtigung aller möglichen Verpflichtungen viel zu wenig persönliche freie Zeit übrig?

Erste Untersuchungen zu diesen Fragen – jedoch getrennt für die beiden Dimensionen Einkommen und Zeit – zeigen, dass die empirischen Gegebenheiten auch auf prekäre Einkommens- und Zeitsituationen der Selbständigen hinweisen. Zwar sind relativ viele Selbständige unter den Einkommensreichen zu finden, und hohe Einkommen sind Ursache besonders ungleich verteilter Einkommen der Selbständigen, jedoch verdiente noch 2003 in Deutschland die Hälfte der Selbständigen weniger als die Hälfte der abhängig Beschäftigten (Merz 2001, 2007, 2008, Merz und

Zwick 2005). Längere Arbeitszeiten von Selbständigen sind in Deutschland zwar bekannt (Merz und Böhm 2008, Merz und Burgert 2004a,b sowie Merz, Böhm und Burgert 2009 zur Struktur der Arbeitszeiten und Einkommen von Selbständigen),¹ allerdings liegen empirisch fundierte Ergebnisse zur Zeitverteilung mit dem Fokus auf Zeitarmut für Selbständige auch international nicht vor.

Generell haben Analysen im Kontext von Verteilungsfragen, von Reichtum und Armut, traditionellerweise die Einkommensdimension im Fokus², die Zeitdimension bleibt jedoch weitgehend ausgeklammert³, obwohl sie die Wohlfahrtssituation und im Bereich von Armut die Möglichkeiten sozialer Partizipation und sozialer Ausgrenzung in besonderer Weise mitbestimmt.

Unsere Studie untersucht die Wohlfahrtssituation von Selbständigen indem nicht nur nach der Einkommensarmut gefragt wird, sondern im Verbund auch Zeitarmut im Rahmen eines neuen interdependenten multidimensionalen Armutskonzepts Berücksichtigung findet. Sie ist somit eingebettet in die neuere Armutsdiskussion und thematisiert dabei im Besonderen die Selbständigen, die in diesem Zusammenhang unseres Wissens nach bisher kaum Beachtung gefunden haben.⁴ Neben dem Beitrag zur Zeitarmut und multidimensionalen Armutsdiskussion ist unsere Studie zugleich ein Beitrag zur Diskussion um Zeitstress generell: Zwar wird aus unterschiedlicher Perspektive immer wieder auf Zeitstress als ein neues soziales Problem hingewiesen (vgl. Bonke und Gerstoft 2005, Sullivan 2007, Rosa 2006, Garhammer 2002, Linder 1970), welche Konsequenzen sich hieraus – zum Beispiel für die allgemeine Lebenszufriedenheit – ergeben, beziehungsweise ob und wie Zeitstress im Rahmen eines Armutskonzeptes berücksichtigt werden kann, wird bisher nicht oder kaum diskutiert.

Im Unterschied zu unserer Analyse von Zeit- und Einkommensarmut in Merz und Rathjen 2010, 2011 erweitern wir den dortigen Ansatz um die mikroökonometrische Quantifizierung sozioökonomischer Bestimmungsgründe multidimensionaler Zeit- und Einkommensarmut.

Zum Aufbau der Studie: Das nachfolgende Kapitel diskutiert den theoretischen Rahmen und Begründung multidimensionaler Zeit- und Einkommensarmut und der multidimensionalen Spezifikation einer CES-Wohlfahrtsfunktion (constant elasticity of substitution). Kapitel 3 beschreibt die verwendete SOEP-Datenbasis für die Evaluierung der Zeit- und Einkommenskompensation aus der CES-Funktion und die Zeitbudgeterhebung des Statistischen Bundesamtes für die weiteren Armutsanalysen. Dabei werden auch die zentralen Dimensionen Zeit und Einkommen operationalisiert. Kapitel 4 präsentiert die Ergebnisse zur Evaluierung der Kompensation/Substitutionalität der Einkommens- und Zeitdimension für 1992 und 2002 mit dem SOEP. Mit den detaillierteren Zeitbudgeterhebungen werden die Zeit-, Einkommens- und die interdependente multidimensionale Armutsgrenzen empirisch fundiert bestimmt. Sie dienen dann in Kapitel 5 für die Präsentation und Diskussion der Ergebnisse multidimensionaler Armut für 1992 und

1 Für Finnland berichten Hyytinen und Ruuskanen 2007, dass Selbständige insgesamt länger arbeiten und weniger persönliche Freizeit haben.

2 Vgl. z.B. Hauser 2007, 2008, Hauser und Becker 2005, 2003 oder Becker 2009.

3 Vgl. aber die Ansätze zur Zeitarmut von Vickery 1977 und Harvey und Mukhopadhyay 2007.

4 Zur generellen Situation der Selbständigen international vgl. z.B. Parker 2004, Hamilton 2000, national beispielsweise die Studien des Forschungsinstituts Freie Berufe (FFB) der Leuphana Universität Lüneburg u.a. mit Merz 2008.

2002 mit dem Fokus auf die Selbständigen. Kapitel 6 quantifiziert mikroökonomisch die Determinanten multidimensionaler Zeit- und Einkommensarmut mit einem multivariaten Probit-Ansatz und arbeitet ihre Signifikanz heraus. Die Studie endet mit einem kurzen Fazit.

2 Multidimensionale Zeit- und Einkommensarmut – Theoretischer Rahmen

Es wird zunehmend anerkannt, dass Armut ein multidimensionales Phänomen ist und die traditionellen einkommensorientierten Armutskonzepte um weitere Dimensionen erweitert werden sollten (vgl. Deutsch und Silber 2005, Nolan und Whelan 2007, Groh-Samberg 2009, Lugo und Maasoumi 2008, Bourguignon und Chakravarty 2003, Tsui 2002). Auch wenn diese Entwicklung bereits einen Fortschritt darstellt, kann die vorliegende Arbeit, die auf Merz und Rathjen 2009, 2010, 2011 aufbaut, die (multidimensionale) Armutsdiskussion an drei zentralen Stellen bereichern: erstens um Zeit, Armut und soziale Teilhabe; zweitens um interdependente multidimensionale Zeit- und Einkommensarmut und drittens um die bevölkerungsbasierte Evaluierung multidimensionaler Substitution/Kompensation von Zeit und Einkommen. Die entsprechenden empirisch fundierten Ergebnisse fokussieren die Selbständigkeit und die „working poor“.

Zeit, Armut und soziale Teilhabe

Neben dem Faktor Einkommen ist der Faktor Zeit für eine soziale Teilhabe entscheidend und damit ein wichtiger Indikator eines erweiterten Armutsbegriffs (vgl. Sen 1999, 1985, Vickery 1977, Harvey und Mukhopadhyay 2007, Bittman 1999, Goodin et al. 2008). Bittman bemerkt in diesem Zusammenhang:

„The ability to participate in [social life] [...] is the product of both access to leisure goods and services, and a sufficient quantity of leisure time“ (Bittman 1999).

Erst verfügbare Zeit ermöglicht ein Miteinander und ist damit elementare Voraussetzung für soziale Partizipation. Unser Armutskonzept berücksichtigt daher – neben der Einkommensdimension – auch die zentrale Zeitdimension.

Interdependentes multidimensionales Armutskonzept

Multidimensionale Armutskonzepte, die die unterschiedlichen Armutsdimensionen lediglich getrennt betrachten – beziehungsweise dann von Armut zu sprechen, wenn eine Person in einer bestimmten Anzahl von Dimensionen einen Mangel aufweist (vgl. Atkinson 2003, Nolan und Whelan 2007, Cappellari und Jenkins 2007, Groh-Samberg 2009) – ignorieren die Interdependenz und eine mögliche Substitution/Kompensation zwischen den Dimensionen (vgl. Lugo und Maasoumi 2008, Bourguignon und Chakravarty 1999, Bourguignon und Chakravarty 2003). Da die individuelle Wohlfahrt⁵ geprägt ist aus der Abwägung zwischen höherem Einkommen (um Waren und Dienstleistungen zu kaufen) oder höherer Freizeit, also eine Substitution möglich ist, berücksichtigt unser multidimensionales Armutskonzept diese Interdependenz explizit: Mit-

5 Zumindest im mikroökonomischen Arbeitsangebotsmodell und seiner Konsum-Freizeit-Entscheidung.

tels einer CES-Wohlfahrtsfunktion mit Zeit (nicht generell als Freizeit sondern als persönlicher genuiner Teil der Freizeit) und Einkommen als Inputgrößen sowie Wohlfahrt als Output lassen wir mit den Umfrageergebnissen aus dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) die Bevölkerung in Deutschland über eine solche Substitution empirisch fundiert bestimmen.⁶

Evaluierung multidimensionaler Substitution/Kompensation von Zeit- und Einkommen

Unser interdependentes multidimensionales Armutskonzept vereint die Dimensionen Zeit und Einkommen. Die Interdependenz beziehungsweise die Substitutionalität beider Dimensionen wird geschätzt durch eine CES-Produktionsfunktion (constant elasticity of substitution), die wir treffender als CES-Wohlfahrtsfunktion bezeichnen. Freizeit (L) und Einkommen (I) sind die Inputgrößen, Wohlfahrt (u) fungiert als Output. Die CES-Wohlfahrtsfunktion hat die Form

$$u = f(I, L) = \gamma \cdot (\delta \cdot I^{-\rho} + (1-\delta) \cdot L^{-\rho})^{-\frac{v}{\rho}} \quad (1)$$

mit der Substitutionselastizität $\sigma = 1/\rho$, dem Substitutionsparameter ρ , der Konstante γ , den Skalenerträgen v und dem Inputkoeffizient δ .⁷

Eine Möglichkeit zur direkten Schätzung der nichtlinearen CES-Funktion unter Verwendung der Methode der kleinsten Quadrate zeigt Kmenta 1967 mit einer Approximation der ersten und zweiten Ordnung in einer Taylorreihen-Erweiterung um den Substitutionskoeffizient $\rho = 0$ beziehungsweise um die Substitutionselastizität $\sigma = 1$ der Form

$$\ln u = \ln \gamma + v \delta \ln I + v (1-\delta) \ln L - \frac{1}{2} \rho v \delta (1-\delta) [\ln I - \ln L]^2 + \varepsilon \quad (2)$$

Eine weitere Zusammenfassung erlaubt die Schätzung mit einem klassischen linearen Regressionsmodell zur Bestimmung der CES-Koeffizienten.⁸

Diese individuenbasierte Wohlfahrtsfunktion interpretieren und verwenden wir zur Evaluierung der aus Einkommen und Zeit bestimmten Wohlfahrt und seiner Substitutionsbeziehungen. Sie ist auf der Basis ökonometrisch geschätzter Beziehungen eine von der Bevölkerung getragene – und nicht von Experten gesetzte – Bewertung.

Selbständigkeit, „working poor“ und empirische Fundierung

Neben einer bevölkerungsfundierten interdependenten multidimensionalen Armuts Grenze ermitteln wir erstmals für Deutschland auch empirisch fundierte Informationen zur Zeitarmut aus den Zeitbudget-Erhebungen des Statistischen Bundesamtes. Die Ergebnisse vergleichen die Situation der Selbständigen als Freiberufler und Unternehmer mit der der abhängig Beschäftigten und geben einen Einblick in die Dynamik ihrer interdependenten multidimensionalen Armut.

6 Die funktionale Form der Substitutionalität zwischen Armutsdimensionen wird bisher nur durch angenommene, extern „gesetzte“ Koeffizienten einer CES-Wohlfahrtsfunktion (Lugo und Maassoumi 2008, Bourguignon und Chakravarty 2003) bestimmt und somit nicht aus Umfragen empirisch fundiert.

7 Für eine weitergehende Diskussion zur Thematik der Produktionsfunktionen siehe z.B. Fandel 2005.

8 Siehe zur Schätzung von CES-Funktionen auch Hoff 2002, Hoff 2004. Eine ausführliche Diskussion und weitere Begründung für den CES-Ansatz findet sich in Merz und Rathjen 2009, 2010.

Wie erwähnt, ist mit unserem Fokus auf die Erwerbstätigen unsere Analyse zugleich ein Beitrag zu der aktuell diskutierten Situation der „working poor“.⁹

3 Daten und Operationalisierung

Für die empirische Analyse der Selbständigen benötigen wir zum einen Daten zur Bewertung der CES-Wohlfahrtsfunktion und neben adäquaten Einkommensdaten auch detaillierte Daten zur individuellen Zeitverwendung. Die angesprochenen besonderen Bedingungen und Schwierigkeiten, fundierte Informationen zu den Selbständigen zu erhalten, berücksichtigt beispielsweise Bradbury (1996), indem er Konsumdaten und nicht Einkommensdaten zur Beschreibung des Lebensstandards heranzieht. Allerdings stehen uns sowohl Evaluations- und Zeitinformatoren sowie Informationen zum Konsum in Deutschland nicht aus einer Erhebung zur Verfügung. Wir verwenden daher das SOEP für die Evaluation der Kompensationsbeziehungen von Zeit und Einkommen sowie die beiden Zeitbudget-Erhebungen des Statistischen Bundesamtes mit den detaillierten Zeitinformatoren für die weiteren Armutsanalysen.

3.1 Sozio-oekonomisches Panel

Mit dem SOEP existiert ein Datensatz, der neben Einkommens- und durchschnittlichen Zeitverwendungsinformationen insbesondere auch Informationen zur allgemeinen Lebenszufriedenheit beinhaltet. Diese allgemeine Zufriedenheit verwenden wir zur zusammenfassenden Bewertung der individuellen Wohlfahrtsabwägung hier zwischen Einkommen und Zeit. Das SOEP ist eine repräsentative Wiederholungsbefragung, die seit 1984 jährlich vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) durchgeführt wird (Wagner et al. 2007, www.diw.de/soep). Von 1992 bis 2002 – den beiden mit der deutschen Zeitbudget-Erhebung des Statistischen Bundesamtes vergleichbaren Umfrageperioden – stieg die Zahl der befragten Personen auch durch Ausweitung der Panelstichprobe von 17 842 auf 31 087.

Prinzipiell wollen wir die Bevölkerung (und nicht irgendwie gesetzt) über die zugestandene Kompensation zwischen Einkommen und (persönlicher) Freizeit entscheiden lassen. Allerdings gibt es zumindest unter temporären Gesichtspunkten hierbei Probleme, beispielsweise mit Arbeitslosen, die hier keinen Austausch zwischen Freizeit und Einkommen vornehmen können. Aber auch für andere Bevölkerungsgruppen wie beispielsweise Rentner sind Austauschbeziehungen eingeschränkt. Da die Interdependenz beziehungsweise Substitutionalität von Zeit und Einkommen in erster Linie für arbeitende Menschen bedeutsam ist und sie vermutlich als unmittelbar Betroffene deshalb auch fundierte Aussagen treffen, gehen in die Evaluation der Substitutionsbeziehung alleine die Erwerbstätigen ein. Mit dem Argument, dass bei Teilzeitbeschäftigten das „Spannungsverhältnis“ von Zeit und Einkommen nur in geringerem Ausmaß vorliegen, schließen wir Personen mit einer täglichen Erwerbsarbeitszeit von weniger als fünf Stunden – sowohl bei der Schätzung der CES-Wohlfahrtsfunktion als auch bei den später folgenden empirischen Armutsanalysen – aus. Die endgültige Datenbasis besteht damit aus 6 654 Personen im Jahr 1992 und 10 831 Personen im Jahr 2002.

9 Vgl. z.B. Nollmann 2009.

Bevor die eigentliche Schätzung durchgeführt werden kann, ist die Operationalisierung der Inputfaktoren Einkommen und Zeit sowie des Outputfaktors Wohlfahrt zu diskutieren.

Einkommen: Einkommen als zentrale Ressource erlaubt den Erwerb von nutzenstiftenden Waren und Dienstleistungen. Es ist daher sinnvoll und tradierte Vorgehensweise, für einen solchen Erwerb das tatsächlich zur Verfügung stehende Einkommen heranzuziehen. Hierfür bietet sich als zentrale Ressource eines Haushalts als wirtschaftende Einheit das Haushaltsnettoeinkommen an. Um die Vergleichbarkeit unterschiedlicher Haushaltsstrukturen, Bedarfsunterschiede und Haushaltsgrößeneffekte zu berücksichtigen, wird üblicherweise das sogenannte Nettoäquivalenzeinkommen in der Armutsdiskussion und als monatliches Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen auch für die nachfolgenden Analysen verwendet. Das Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen entspricht dem Haushaltsnettoeinkommen dividiert durch die Summe der Bedarfsgewichte aller Haushaltsmitglieder, das dann jeder Person im Haushalt zugewiesen wird. Die Bedarfsgewichte geben den Zusatzbedarf einer weiteren Person im Haushalt als Anteil am Bedarf eines Einpersonen-Haushalts (eines Haushaltsvorstandes) an. International hat sich die sogenannte neue OECD-Skala etabliert. Sie ordnet dem Haushaltsvorstand das Gewicht 1 zu, weitere Haushaltsmitglieder von 15 Jahren und älter werden mit dem Faktor 0,5 gewichtet und alle anderen mit 0,3.

Zeit: Für eine soziale Teilhabe ist – wie bereits angesprochen – neben der Einkommensdimension insbesondere auch die Zeitdimension relevant. Mit dem expliziten Bezug auf den Aspekt einer sozialen Teilhabemöglichkeit im Sinne von Armatya Sen verwenden wir ein Zeitkonzept, das einer individuellen sozialen Teilhabe nahe kommt: die letztlich frei zur Verfügung stehende, genuine persönliche Freizeit, die nach der Erwerbsarbeitszeit, Haushaltsarbeitszeit, Schlaf, Körperpflege, Kinderbetreuung oder einer anderen „Gebundenheit“/„Verpflichtung“ verbleibt. Wir argumentieren, dass Zeitarmut dann vorliegt, wenn diese letztlich zur Verfügung stehende persönliche Freizeit unter ein bestimmtes Niveau fällt, und damit beispielsweise kein persönliches Hobby mit sozialer Partizipation, wie Fußballspielen etc., mehr möglich ist.

Die entsprechenden Informationen entnehmen wir der SOEP-Frage nach der durchschnittlichen Zeit für „Hobbies und andere Freizeitaktivitäten“ an einem typischen Wochentag (Frage 11 des SOEP-Fragebogens 2002). Die Haushaltssituation ist Basis des Einkommenskonzeptes. Es stellt sich daher die Frage, ob auch die persönliche Freizeit auf der Haushaltsebene betrachtet werden sollte. Wir verneinen diese Frage mit dem Argument, dass persönliche Freizeit im Gegensatz zum Einkommen nicht – oder nur zu einem geringen Ausmaß – zwischen den Haushaltsmitgliedern umverteilt werden kann.

Wohlfahrt: Zur empirischen Bestimmung der Substitutionsbeziehung zwischen Einkommen und Zeit im Rahmen einer individuellen Nutzenabschätzung verwenden wir die SOEP-Informationen zur allgemeinen Lebenszufriedenheit mit einer 11-Punkte-Skala von „ganz und gar unzufrieden“ bis „ganz und gar zufrieden“ (Frage 135 des SOEP-Fragebogens 2002). Eine solche Frage zur Messung von Zufriedenheit/Wohlfahrt wird zunehmend in der neueren „Happiness-“ und Wohlfahrtsforschung verwendet und entsprechend diskutiert: zum Beispiel Diener 2009 zur „science of well-being“ und einem subjektiven Wohlfahrtsbegriff, Kahnemann und Krüger 2006 zur Entwicklung in der Messung von subjektiven Wohlbefinden oder grundlegend Easterlin 1974, Freeman 1978 und Hamermesh 2004 zur Verwendung subjektiver Größen in der Ökonomie sowie für eine Übersicht zu Zufriedenheit und Happiness Frey und Stutzer 2002,

2005. Im SOEP-Zusammenhang der allgemeinen Zufriedenheit sei auf Mayraz, Wagner und Schupp 2009 verwiesen.¹⁰

3.2 Zeitbudgeterhebungen

Für Analysen der Zeitverwendung bieten sich grundsätzlich die deutschen Zeitbudgeterhebungen (ZBE) des Statistischen Bundesamtes von 1991/92 und 2001/02 mit ihren detaillierten Zeittagebüchern an. Da diese Datensätze allerdings keine Informationen zur allgemeinen Lebenszufriedenheit beziehungsweise zum Wohlfahrtsniveau beinhalten, wurde das SOEP für die eben genannte Evaluation herangezogen.

Die zwei Zeitbudgeterhebungen wurden vom Statistischen Bundesamt als repräsentative Stichprobe für Deutschland erhoben. Um die Zeitverwendung möglichst exakt abbilden zu können, wurden die Teilnehmer gebeten, an jeweils drei Tagen, zwei Wochentagen und einem Samstag oder Sonntag ihren Tagesablauf in eigenen Worten in ein Zeittagebuch einzutragen. Um die vielen verschiedenen Tagebucheinträge für die Datenauswertung zu vereinheitlichen, wurden die von den Befragten mit eigenen Worten beschriebenen Tätigkeiten mithilfe einer aus über 230 Tätigkeiten bestehenden Aktivitätenliste codiert. Neben den Tagebüchern füllten die Teilnehmer einen Personen- und Haushaltsfragebogen aus. Im Jahr 1991/92 (beziehungsweise 2001/02) wurden 6 845 Haushalte mit 15 366 Personen und 30 732 Tagebüchern (beziehungsweise 5 171 Haushalte mit 11 962 Personen und 35 813 Tagebüchern) erfasst. Nachdem Individuen mit einer täglichen Erwerbsarbeitszeit von weniger als fünf Stunden für unsere empirischen Analysen ausgeschlossen wurden, besteht die endgültige von uns ausgewertete Datenbasis im Jahr 1991/92 (beziehungsweise 2001/02) aus 3 242 Haushalten, 5 059 Personen und 9 922 Tagebüchern (beziehungsweise 1 890 Haushalten, 2 871 Personen und 8 147 Tagebüchern).

Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen: Das monatliche Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen wird aus den Haushaltsinformationen unter Berücksichtigung der genannten OECD-Skala berechnet. Für die Zeitbudgeterhebung 1991/92 wurden die Preise an das Jahr 2001/02 angepasst um eine Vergleichbarkeit zu gewährleisten.

Persönliche Freizeit: Die persönliche Freizeit pro Tag wird definiert als Summe aller Aktivitäten die eine der nachfolgenden Kategorien zuzuordnen sind:

1991/92

- Kontakt/Gespräche/Geselligkeit (Aktivitäten 611–640, 699)
- Mediennutzung/Freizeitaktivitäten (Aktivitäten 711–740, 799)

2001/02

- Sozialleben und Unterhaltung (Aktivitäten 500–531)
- Teilnahme an sportlichen Aktivitäten bzw. in der Natur (Aktivitäten 600–649)

¹⁰ Siehe auch den Beitrag von Hanglberger 2011 zur Arbeitszufriedenheit und flexible Arbeitszeiten.

- Hobbies und Spiele (Aktivitäten 700–739)
- Massenmedien (Aktivitäten 800–849)

Die Aktivitätsgruppen beider Jahre werden zwar etwas unterschiedlich benannt, sie sind aber inhaltlich übereinstimmend. Indem wir die Nutzung von Massenmedien in die persönliche Freizeit einbeziehen, sind ein relativ hoher Freizeitwert und damit auch eine relativ hohe Zeitarbeitsgrenze zu erwarten, der einem ersten Armutsverständnis entgegensteht. Allerdings ist die Nutzung von Massenmedien mittlerweile wesentlicher Bestandteil der persönlichen Freizeitgestaltung und zumindest eine Aktivität mit familialer sozialer Partizipation, die eine gesellschaftliche Teilhabe im Sinne von Informiertheit etc. ermöglicht.

4 Evaluation des allgemeinen Wohlfahrtsniveaus und der Substitution zwischen Zeit und Einkommen

Die Schätzergebnisse für die CES-Wohlfahrtsfunktionen für 1992 und 2002 auf Basis des SOEP führen zu

$$u_{1992} = 3,673 \cdot \left(0,670 \cdot I_i^{0,280} + 0,330 \cdot L_i^{0,280} \right)^{\frac{0,097}{-0,280}} \quad (3)$$

$$u_{2002} = 3,550 \cdot \left(0,519 \cdot I_i^{0,297} + 0,481 \cdot L_i^{0,297} \right)^{\frac{0,108}{-0,297}} \quad (4)$$

Als Ergebnis der Schätzungen lässt sich festhalten, dass die signifikanten Koeffizienten der Schätzungen zusammen mit der Erfüllung weiterer Beurteilungsmaßstäbe bezüglich der Güte der Translog-Approximation den gewählten Ansatz und damit die Substitutionsbeziehung von genuiner persönlicher Zeit und Einkommen signifikant bestätigen (für Details siehe Merz und Rathjen 2009, 2010).

Für die beiden geschätzten CES-Wohlfahrtsfunktionen (7) und (8) ergeben sich Skalenerträge von $v_{1992} = 0,097$ und $v_{2002} = 0,108$ sowie die Substitutionselastizitäten von $\sigma = 1/(1 + \rho) = 1,389$ für 1992 und $\sigma = 1,422$ für 2002.

Der Skalenertrag für 1992 charakterisiert eine Wohlfahrterhöhung um 6,95 Prozent, wenn sich die genuine persönliche Freizeit und das Einkommen verdoppeln würden. Für 2002 ist der Effekt mit 7,77 Prozent etwas größer.¹¹

Die Substitutionselastizität $\sigma = 1/(1 + \rho)$ misst die Elastizität der Substitution zwischen der persönlichen Freizeit (L) und dem Einkommen (I) als prozentuale Änderung des Faktorverhältnisses (L/I) in Abhängigkeit von der prozentualen Änderung der Steigung der Indifferenzkurve¹². Oder einfacher, die Substitutionselastizität ist ein Maß für die Krümmung der Indifferenzkurven

11 Skalenerträge k: $f(k \cdot I, k \cdot L) = u \cdot k$ mit k als Skalar.

12 Grenzrate der Substitution, Verhältnis der Grenzprodukte (partielle Steigungen).

und bewegt sich zwischen perfekter Substitution ($\rho = -1$, $\sigma = \infty$) und Komplementarität ($\rho = \infty$, $\sigma = 0$, Leontief Fall).¹³

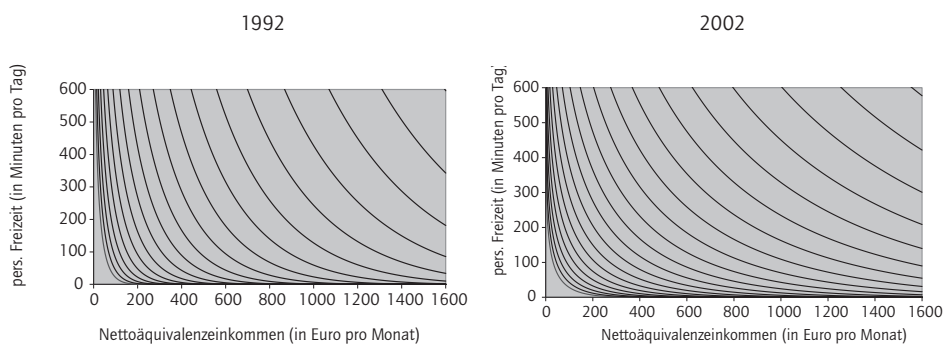
In der 10-Jahres-Betrachtung ist die Substitutionselastizitäten von $\sigma = 1,389$ für 1992 auf $\sigma = 1,422$ für 2002 gestiegen. Damit hat sich die Bewertung durch die Bevölkerung in Richtung einer marginal verstärkten Kompensation/Substitution bewegt; die Substituierbarkeit zwischen persönlicher Freizeit und Einkommen ist elastischer geworden.

In Abbildung 1 sind die Indifferenzkurven der geschätzten CES-Wohlfahrtfunktionen für die Jahre 1992 und 2002 dargestellt.

Mit dem Anstieg der Substitutionselastizität ist also die Substitutionsfähigkeit zwischen genuiner Zeit und Einkommen gestiegen, die Indifferenzkurven sind weniger „gekrümmt“, „flacher“. Insgesamt kann diese Veränderung als Bedeutungszuwachs von genuiner persönlicher Freizeit gegenüber dem Nettoäquivalenzeinkommen interpretiert werden.

Abbildung 1

Indifferenzkurven der geschätzten CES-Wohlfahrtfunktionen



Quelle: SOEP 1992 und 2002; eigene Berechnungen.

¹³ Bei konstanter Substitutionalität ist die Substitutionselastizität entlang des vom Nullpunkt ausgehenden Fahrstrahls, also das Verhältnis von persönlicher Freizeit und Einkommen, konstant.

5 Einkommens-, Zeit- und interdependente multidimensionale Zeit- und Einkommensarmut

5.1 Definition der Armutsgrenzen

Die empirischen Ergebnisse bauen auf den folgenden eindimensionalen Armutsgrenzen von Einkommen und Zeit und der interdependenten multidimensionalen Zeit- und Einkommensarmutsgrenze auf.

Einkommensarmutsgrenze

Die Mehrzahl der tradierten einkommensbasierten Armutskonzepte orientiert sich an einer Übereinkunft der EU-Mitgliedstaaten, nachdem eine Person als (einkommens-)arm gilt beziehungsweise von (Einkommens-)Armut gefährdet ist, wenn ihr Nettoäquivalenzeinkommen unterhalb von 60 Prozent des Median Nettoäquivalenzeinkommens aller Personen liegt (Bundesregierung 2005, XV). Bezogen auf Abbildung 2 kann von einer einkommensarmen Person gesprochen werden, wenn sie eine Position links der Einkommensarmutsgrenze einnimmt. Mit den Zeitbudgeterhebungen resultiert für 1991/92 und 2001/02 ein Median des Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen von 1109,64 Euro und 1322,58 Euro monatlich¹⁴ und damit eine Armutsgrenze von 665,78 Euro und 793,55 Euro (vgl. Abbildung 3).¹⁵ Diese Medianeinkommen wie auch die Einkommensarmutsgrenzen sind damit preisbereinigt um 19,2 Prozent gestiegen.

Zeitarmutsgrenze

Für die Zeitarmutsdefinition adaptieren wir die 60 Prozent-Mediangrenze bezogen, wie diskutiert, allerdings auf die persönliche Situation. Wir sprechen also von einer zeitarmer Person, wenn die persönliche Freizeit unterhalb von 60 Prozent des Medians der persönlichen genuinen Freizeit aller Personen liegt. Hiervon betroffen sind Individuen unterhalb der Zeitarmutsgrenze in Abbildung 1. Der Median der persönlichen Freizeit liegt im Jahr 1991/92 (beziehungsweise 2001/02) bei 265 Minuten (beziehungsweise 310 Minuten) pro Tag, es resultiert damit eine Zeitarmutsgrenze von 159 Minuten (beziehungsweise 186 Minuten) pro Tag.¹⁶ Der Anstieg der persönlichen Freizeit wie auch die Zeitarmutsgrenze über die 10 Jahre ist mit 17 Prozent etwas geringer als der der Einkommen.

Interdependente Zeit- und Einkommensarmutsgrenze

Die Indifferenzkurven aus Abbildung 1 geben die durch die Evaluation der Bevölkerung zugeordnete Substitutionsbeziehung zwischen den beiden Dimensionen Zeit und Einkommen

14 Preisbereinigt in Preisen von 2002.

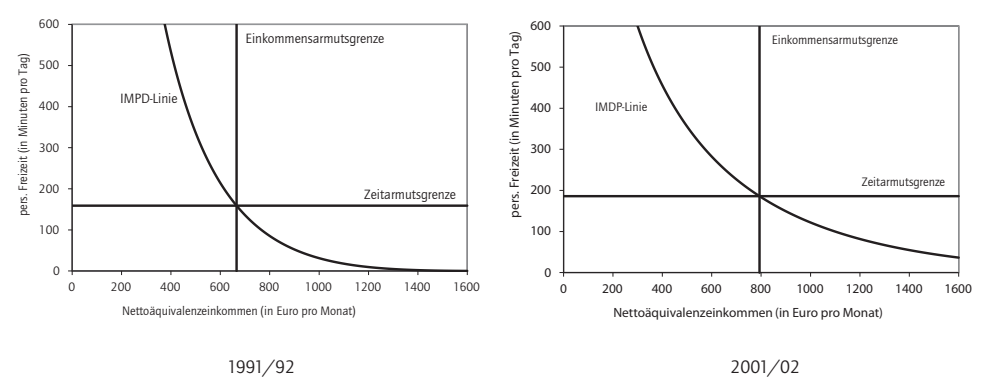
15 Im 2. Armut- und Reichtumsbericht der Bundesregierung wird die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe als Datenbasis zugrunde gelegt und eine Armut(risiko)grenze von 938 Euro errechnet (vgl. Bundesregierung 2005, 6). Es wird jedoch darauf hingewiesen, dass die ermittelte Grenze maßgeblich von der verwendeten Äquivalenzskala, dem Mittelwert und der Datengrundlage abhängt. So wird auch erwähnt, dass andere Studien zu einer Armutsgrenze von 604 Euro gelangen. Vor diesem Hintergrund erscheint die berechnete Einkommensarmutsgrenze von 793,55 Euro für 2002 in unserem Fall als plausibel.

16 Es sollte bei den Angaben in Tabelle 3 bedacht werden, dass die gesamte Bevölkerung bei der Berechnung der Zeit- und Einkommensarmutsgrenze berücksichtigt wurde, damit die Ergebnisse mit den konventionellen einkommensorientierten Armutskonzepten vergleichbar sind.

Abbildung 2

**Zeit-, Einkommens- und interdependente multidimensionale Armuts Grenzen
für 1991/92 und 2001/02 in Deutschland**

| | 1991/92 | 2001/02 |
|--|---------|---------|
| Median Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen (in Preisen 2002 und Euro pro Monat) | 1109,64 | 1322,58 |
| Median persönliche Freizeit (in Minuten pro Tag) | 265 | 310 |
| Einkommensarmutsgrenze (I^{poor}) (60% Median Nettoäquivalenzeinkommen) | 665,78 | 793,55 |
| Zeitarmutsgrenze (L^{poor}) (60% Median Nettoäquivalenzeinkommen) | 159 | 186 |
| $u^{poor} = f(I^{poor}, L^{poor})$ | 6,629 | 6,828 |



Quelle: ZBE 1991/92 und 2001/02; eigene Berechnungen; gesamte Bevölkerung.

multidimensionaler Armut wieder. Welche Indifferenzkurve soll nun als interdependente multidimensionale Armuts Grenze fungieren? Es ist einleuchtend, dass eine Person, die weder zeit- noch einkommensarm ist (Sektor r6 in Abbildung 3), als nicht arm gelten sollte. Die gesuchte Indifferenzkurve darf folglich den Sektor r6 in Abbildung 3 nicht durchschneiden. Ebenso einleuchtend ist, dass eine Person, die sowohl zeit- als auch einkommensarm ist (Sektor r1 in Abbildung 3), auch nach dem interdependenten multidimensionalen Armutskonzept als arm gelten sollte. Die gesuchte Indifferenzkurve, die zwischen arm und nicht arm unterscheidet, verläuft folglich durch den Schnittpunkt von Zeit- und Einkommensarmutsgrenze. Oder anders formuliert: Personen mit einem Wohlfahrtniveau unterhalb dem Wohlfahrtniveau einer Person, die im Schnittpunkt von Zeit- und Einkommensarmutsgrenze liegt, sind von interdependenter multidimensionaler Armut betroffen. Die Wohlfahrtsniveaus für 1991/92 und 2001/02, die die interdependente Zeit- und Einkommensarmut kennzeichnen, sind dann gegeben mit

$$u_{1992}^{poor} = f(I^{poor}, L^{poor}) = 3,673 \cdot (0,670 \cdot 665,78^{0,280} + 0,330 \cdot 159^{0,280})^{\frac{0,097}{-0,280}} = 6,629 \tag{5}$$

$$u_{2002}^{poor} = f(I^{poor}, L^{poor}) = 3,550 \cdot (0,519 \cdot 793,55^{0,297} + 0,481 \cdot 186^{0,297})^{\frac{0,108}{-0,297}} = 6,828 \quad (6)$$

Wird dieses Wohlfahrtsniveau unterschritten beziehungsweise befindet sich eine Person unterhalb der interdependenten multidimensionalen Armutsgrenze, dann wird die betreffende Person als (interdependent multidimensional) arm bezeichnet.

5.2 Zeit- und Einkommensarmut von Selbständigen in Deutschland

Mit den im letzten Kapitel ermittelten empirischen Armutsgrenzen für Deutschland kann nun für jede Person und zu beiden Zeitpunkten bestimmt werden, ob sie der Einkommensarmut, der Zeitarmsut und/oder der interdependenten multidimensionalen Armut zuzuordnen ist.

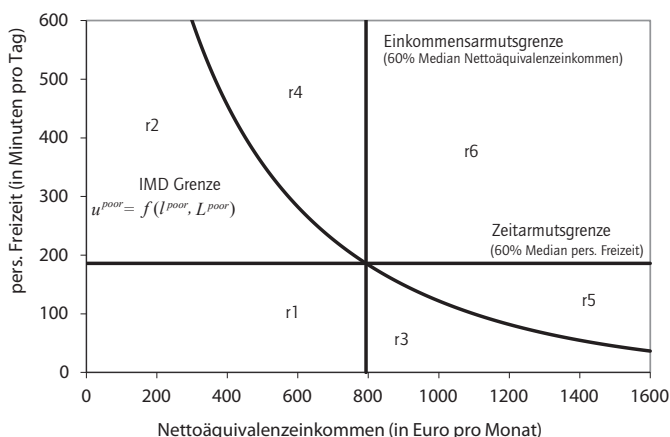
Jede Person kann damit explizit einem der sechs Armutssektoren aus Abbildung 3 zugehören.

Insbesondere ist eine Person interdependent multidimensional (IMD) arm, wenn sie einem der Sektoren r1, r2 oder r3 zuzuordnen ist. Besonders interessant wird der Armutsanteil sein, für den – bewertet durch die Gesellschaft – trotz eines Einkommens oberhalb der Einkommensarmutsgrenze das Zeitdefizit nicht kompensiert wird: Sektor r3.

Wir konzentrieren uns im Folgenden auf die Selbständigen als Freiberufler und Unternehmer (Gewerbetreibende). Für Analysen zu weiteren sozioökonomischen und soziodemographischen Gruppen wie dem Geschlecht, dem Alter, der Bildung, der wöchentlichen Arbeitszeitbelastung, der Nationalität, der Haushalts- und Familienstruktur und der Region verweisen wir auf Merz und Rathjen (2010).

Abbildung 3

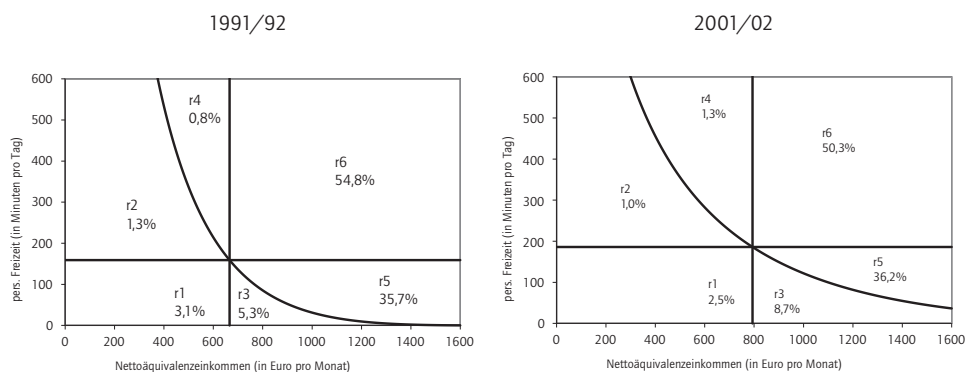
Armutsgrenzen und Sektoren spezifischer Armut



Quelle: Eigene Darstellung.

Abbildung 4

Ergebnisse von Zeit-, Einkommens- und interdependenter multidimensionaler Armut – Erwerbstätige



Quelle: ZBE 1991/92 und 2001/02; eigene Berechnungen; Erwerbstätige.

5.2.1 „Working poor“ und Erwerbstätige insgesamt

Einkommensarmut: Der Anteil allein einkommensarmer Personen unter der arbeitenden Bevölkerung, der Anteil, der in der Arbeitsmarktdiskussion als „working poor“ bezeichnet wird, ist von 4,2 Prozent (Sektor 1: 2,1 Prozent, Sektor 2: 1,3 Prozent, Sektor 4: 0,8 Prozent) im Jahr 1992 auf 4,8 Prozent im Jahr 2002 gestiegen (vgl. Abbildung 4, Tabelle 1).¹⁷

Zeitarmut: Alleinige Zeitarmut genuiner, persönlicher Freizeit ist im gleichen Zeitraum um 4,2 Prozentpunkte von 43,1 Prozent auf 47,3 Prozent angewachsen (Sektoren 1, 3 und 5).¹⁸

Sowohl Zeit- als auch Einkommensarmut: Trotz einer Erwerbstätigkeit sind 2,5 Prozent aller Erwerbstätigen im Jahr 2002 von gleichzeitiger Zeit- und Einkommensarmut betroffen; ein bemerkenswerter Anteil, der 1992 geringer bei 2,1 Prozent lag.

Interdependente Zeit- und Einkommensarmut: Insgesamt nahm interdependente multidimensionale Armut um 3,5 Prozentpunkte von 8,7 Prozent auf 12,2 Prozent zu (Sektoren r1, r2 und r3). Getragen wird dieser relativ hohe Prozentsatz durch den hohen Anteil der Personen, die zwar nicht mehr einkommensarm sind, aber deren Zeitdefizit als nicht mehr kompensierbar von der Gesellschaft bewertet wird (Sektor r3). Dieser hohe Prozentsatz verweist damit zugleich auch generell auf die Bedeutung der Zeit als Armutsdimension.

17 Unser Ergebnis entspricht den Resultaten anderer Studien zu „working poor“ (Rhein 2009: 4).

18 Es sei an dieser Stelle nochmals betont, dass bei den empirischen Analysen dieses Kapitels ausschließlich die arbeitende Bevölkerung betrachtet wird und so der verhältnismäßig hohe Anteil von zeitarmer bzw. der im Vergleich zur Gesamtbevölkerung relativ geringe aber beachtenswerte Anteil von einkommensarmen Personen nachzuvollziehen ist.

Die Armut der Erwerbstätigen hat also in allen Dimensionen in den 90er Jahren bis 2001/02 zugenommen: alleinige Einkommensarmut um 14,3 Prozent; alleinige Zeitarmut um 9,8 Prozent und vor allem die interdependente multidimensionale Zeit- und Einkommensarmut um 40,2 Prozent von 8,7 Prozent auf 12,2 Prozent.

Unser interdependentes multidimensionales Armutskonzept geht von einer von der Gesellschaft zugeordneten Substituierbarkeit/Kompensation zwischen den Dimensionen aus. Entsprechend muss das Defizit in einer Dimension nicht zwangsläufig zu erhöhter interdependenter multidimensionaler Armut führen. So sind beispielsweise Personen aus Sektor 5 in der Lage, ihr Zeitdefizit durch ihre spezifische Einkommenshöhe auszugleichen.

Personen aus Sektor 3 dagegen sind zwar ebenfalls zeit-, aber nicht einkommensarm, jedoch reicht hier das Einkommen nicht zur Kompensierung des Zeitdefizits aus und interdependente multidimensionale Armut resultiert. Die verbleibende genuine persönliche Zeit wird also (Sektor 3) – von der Bevölkerung – zugestandenermaßen als so wichtig angesehen, dass das Zeitdefizit nicht mehr von höherem Einkommen kompensiert werden kann. Und der Anteil dieser Personen aus Sektor 3 ist innerhalb der zehn Jahre bis 2002 von 5,3 Prozent auf 8,7 Prozent im Jahr 2002 erheblich angestiegen, eine Steigerung von 64 Prozent.

5.2.2 „Working poor“ und Selbständige insgesamt

Nun zu den Selbständigen, zunächst als Gruppe insgesamt. Das zentrale empirische Ergebnis: Selbständige sind hinsichtlich alleiniger Einkommensarmut (1992/2002: 5,4 Prozent/12,0 Prozent), alleiniger Zeitarmut (49,8 Prozent/58,3 Prozent) und interdependenter multidimensionaler Zeit- und Einkommensarmut (11,6 Prozent/22,1 Prozent) in beiden Jahren weit stärker betroffen als der Durchschnitt aller Erwerbstätigen (Tabelle 1). Zudem ist der Zuwachs aller drei Armutsbereiche für den 10-Jahres-Zeitraum bis 2002 vergleichsweise höher als der der abhängig Beschäftigten und damit aller Erwerbstätigen insgesamt.

Tabelle 1

Zeit-, Einkommens- und interdependente multidimensionale Armut von Selbständigen und allen Erwerbstätigen in Deutschland 1992 und 2002

| Armut (Sektoren) | Selbständige | | Index | Alle Erwerbstätige | | Index |
|--------------------------------|--------------|---------|---------------|--------------------|---------|---------------|
| | 1992 | 2002 | 1992 = 100 | 1992 | 2002 | 1992 = 100 |
| | In Prozent | | | In Prozent | | |
| Einkommensarmut (1, 5, 6) | 5,4 | 12,0*** | 222 | 4,2 | 4,8** | 114 |
| Zeitarmut (1, 3, 5) | 49,8 | 58,3*** | 117 | 43,1 | 47,3*** | 110 |
| IMD-Armut (1, 2, 3) | 11,6 | 22,1*** | 191 | 8,7 | 12,2*** | 140 |
| Zeit- und Einkommensarmut (1) | 2,3 | 8,8*** | 383 | 2,1 | 2,5** | 119 |
| IMD-Armut > Einkommensarmut(3) | 7,1 | 11,6*** | 163 | 5,3 | 8,7*** | 164 |

Signifikanztest der Anteilsunterschiede: 5 Prozent = *, 1 Prozent = **, 0,1 Prozent = ***

IMD-Armut = Interdependente Multidimensionale Armut.

Quellen: ZBE 1991/92 und 2001/02, eigene Berechnungen.

Insbesondere wuchs die Zahl der sowohl einkommens- als auch zeitarmen Selbständigen, sozusagen der „harte Armutskern“, von 2,3 Prozent im Jahr 1992 auf 8,8 Prozent im Jahr 2002 (Sektor 1) und hat sich, wenn auch von einem relativ niedrigen Niveau ausgehend, fast vervierfacht.

Auch der Anteil der Selbständigen, die zwar oberhalb der Einkommensarmutsgrenze liegen, jedoch nicht in der Lage sind, ihr Zeitdefizit durch Einkommen zu kompensieren (Sektor 3), liegt bei 7,1 Prozent/11,6 Prozent und damit deutlich über dem Vergleichswert aller Erwerbstätigen von 5,3 Prozent/8,7 Prozent.

Starke Unterschiede in der Einkommensverteilung innerhalb der Gruppe der Selbständigen sind in anderen Untersuchungen bereits deutlich geworden (zum Beispiel Merz 2001, 2007). Diese große Heterogenität der Selbständigen wird auch mit unserer Analyse hinsichtlich der Armutssituation sichtbar.

5.2.3 Selbständige als Freiberufler und Unternehmer

Unterteilen wir die Selbständigen in Freiberufler und Unternehmer (Gewerbetreibende), so sind insbesondere die Unternehmer von interdependenter multidimensionaler Armut betroffen (Tabelle 2). Mit einer nur für 2002 möglichen Unterscheidung liegt der Anteil der interdependenten zeit- und einkommensarmen Unternehmer bei knapp 30 Prozent und der Anteil der Freiberufler mit 11,3 Prozent mit deutlichen Abstand darunter.

Die prinzipielle Zeitsouveränität der Selbständigen insgesamt dürfte für Freiberufler stärker realisierbar sein; ihre Zeitarmut ist geringer als die der Unternehmer. Geringer ist auch die Einkommensarmut der Freiberufler mit 7,2 Prozent, die der Unternehmer ist mehr als doppelt so hoch (15,3 Prozent).

Tabelle 2

Zeit-, Einkommens- und interdependente multidimensionale Armut von Selbständigen als Freiberufler und Unternehmer (Gewerbetreibende) in Deutschland 2002

| Armut (Sektoren) | Freiberufler | Unternehmen | Index | Selbständige | Alle Erwerbstätige |
|--------------------------------|-----------------|-------------|---------------------------|-----------------|--------------------|
| | 2002 in Prozent | | Freiberufler-anteil = 100 | 2002 in Prozent | |
| Einkommensarmut (1, 5, 6) | 7,2 | 15,3*** | 213 | 12,0 | 4,8 |
| Zeitarmut (1, 3, 5) | 48,5 | 65,0*** | 134 | 58,3 | 47,3 |
| IMD-Armut (1, 2, 3) | 11,3 | 29,4*** | 260 | 22,1 | 12,2 |
| Zeit- und Einkommensarmut (1) | 4,6 | 11,7*** | 254 | 8,8 | 2,5 |
| IMD-Armut > Einkommensarmut(3) | 6,3 | 15,2*** | 241 | 11,6 | 8,7 |

Signifikanztest der Anteilsunterschiede: 5 Prozent = *, 1 Prozent = **, 0,1 Prozent = ***

IMD-Armut = Interdependente Multidimensionale Armut.

Quelle: ZBE 1991/92 und 2001/02, eigene Berechnungen.

Betrachten wir die einzelnen Armutssektoren, so setzt sich das Bild der stärker von jeweiliger Armut betroffenen Unternehmer im Vergleich zu den Freiberuflern fort: Mit 11,7 Prozent gegenüber 4,6 Prozent sind die sowohl einkommens- als auch zeitarmen Unternehmer (Sektor 1) und damit der „harte Kern“ von einkommens- und zeitarmen Selbständigen besonders stark betroffen.

Wenn damit die Freiberufler in allen Armutssektoren multidimensionaler interdependenter Zeit- und Einkommensarmut relativ weniger betroffen sind als Unternehmer, so ist damit noch nicht eine entspannte Situation der insgesamt heterogenen Gruppe der Freiberufler gegeben. So ist der Prozentsatz der als „harten Kern“ gekennzeichneten sowohl zeit- als auch einkommensarmen Freiberufler mit 4,6 Prozent deutlich höher als der Gesamtdurchschnitt aus allen Erwerbstätigen (2,5 Prozent).

Die Ergebnisse zeigen also, dass Einkommens- und Zeitarmut bei Selbständigen quantitativ bedeutsame Phänomene sind.¹⁹ Gerade Gewerbetreibende sind in besonderem Maße von allen Einkommens- und Zeitarbeitsbereichen betroffen, aber auch für Freiberufler ist die Armut in zentralen Bereichen der Einkommens- und Zeitarbeitsarmut (wie beispielsweise Armut in beiden Dimensionen gleichzeitig) sogar größer als im Durchschnitt aller Erwerbstätigen insgesamt.

6 Multivariate Erklärung des interdependenten Zeit- und Einkommensarmutsrisikos von Freiberuflern und Unternehmern

In diesem letzten Kapitel wollen wir Erklärungsfaktoren des interdependenten multidimensionalen Zeit- und Einkommensarmutsrisikos von Selbständigen als Freiberufler und Unternehmer quantifizieren und damit in der multivariaten Konkurrenz ihre Signifikanz testen.

Zwar beziehen sich unsere Erklärungsansätze auf das breitere Umfeld von Arbeitsmarktanalysen und auch auf empirische Analysen zur Einkommensarmut alleine (zum Beispiel Hauser und Becker 2005, 2003 oder Groh Samberg 2009) oder auch zur Zeitarbeitsarmut (zum Beispiel Harvey und Mukhopadhyay 2007), allerdings müssen wir uns auf Erklärungsfaktoren beschränken, die auch mit unserer Datenbasis der deutschen Zeitbudgeterhebung 2001/02 zur Verfügung stehen.

Als theoretischen Hintergrund testen wir, soweit möglich, Erklärungsfaktoren, die das individuelle Arbeitsmarktverhalten und die Haushalt/Familiensituation, die in zahlreichen Arbeitsmarktstudien und generell Studien zum Armutsrisiko sich als erklärungskräftig erwiesen haben. Wir unterteilen die Variablen und entsprechenden Hypothesen in die Blöcke Personelles, Humankapital, Job Charakteristika, Haushalt/Familiensituation, Wirtschaftszweig/Branche und als regionales Merkmal Ost- oder Westdeutschland. Die Referenzkategorien beschreiben prinzipiell die Situation besser gestellter Personen.

Methodisch verwenden wir für die Erklärung des IMD Zeit- und Armutsrisikos einen Probit-Ansatz, dessen geschätzte Koeffizienten einen entsprechenden nichtlinearen Beitrag liefern, für die

19 Die Ergebnisse werden multivariat durch eine multinomiale Logitschätzung bestätigt (vgl. Merz und Rathjen 2010).

Wahrscheinlichkeit IMD arm zu sein. Die marginalen Koeffizienten des nichtlinearen Modells erlauben zum jeweiligen Mittelwert der Variablen Aussagen über die relative Erklärungsstärke.

Ergebnisse: Determinanten des interdependenten Zeit- und Einkommensarmutsrisikos

Die allgemeine Modellgüte ist mit einem hochsignifikanten Likelihood-Ratio-Test und einem Pseudo R² um 25 Prozent gut (Tabelle 3). Mit einem ersten allgemeinen Ergebniseindruck, gemessen an der Anzahl der signifikanten Variablen, gelingt es für Unternehmer, die mit 29 Prozent ein wesentlich höheres IMD Armutsrisiko gegenüber den Freiberuflern (elf Prozent) haben, besser als für Freiberufler, Erklärungsfaktoren zu finden.

Personelle Situation: Gegenüber einem männlichen Unternehmer reduziert sich bei einer Unternehmerin das IMD-Zeit- und Einkommensarmutsrisiko signifikant; nicht so bei Freiberuflern. Das Alter als Annäherung für die erreichte Lebenssituation spielt keine signifikante Rolle bei beiden Selbständigengruppen. Die geschlechtsspezifischen Einflüsse weisen bei den abhängig Beschäftigten eine höhere Signifikanz auf. Allerdings ist gemessen am Rang der marginalen Einflusstärken mit Platz 13 die Bedeutung geringer als bei Freiberuflern (Rang 6) und Unternehmern (Rang 7).

Humankapital: Sowohl die Anzahl der Ausbildungsjahre als auch die berufliche Erfahrung, Variablen, die in Einkommensanalysen von starker Bedeutung sind, sind sowohl für Freiberufler und Unternehmer aber auch für die abhängig Beschäftigten nicht signifikant. Dieses zunächst aus Einkommensanalysen nicht erwartete Bild eines höheren Armutsrisikos bei einer kürzeren Schulzeit und kürzerer beruflicher Erfahrung dürfte durch die traditionelle zentrierte eindimensionale Sicht auf das Einkommen geprägt sein. Die über die bevölkerungsweite Evaluation zugestandenene Kompensationsprozesse deuten hier im Fall multidimensionaler Zeit- und Einkommensarmut allerdings auf andere, wichtigere Erklärungsmuster hin.

Job Charakteristika: Erwartungsgemäß reduziert sich das Armutsrisiko bei höheren zugerechneten Lohnsätzen und auch der Arbeitszeit, obwohl die hier betrachtete persönliche Situation nicht direkt (aber indirekt) dem hinter dem Armutskonzept stehende Haushalts-Äquivalenzeinkommen entspricht.

Haushalte/Familie: Ganz deutlich und signifikant: für Paare (mit mehr als ein Kind) und Singles (mit und ohne Kinder) erhöht sich das IMD-Armutsrisiko bei Unternehmern signifikant (Referenz Paare ohne Kinder). Die familiäre Situation ist dagegen bei den Freiberuflern zumindest was das IMD-Armutsrisiko betrifft nicht von dieser Relevanz; allerdings haben Alleinerziehende auch für diese Gruppe mit mehr als einem Kind ein signifikant höheres Armutsrisiko. Die besondere Bedeutung der familiären Situation für ein erhöhtes IMD-Armutsrisiko für alle Erwerbstätigen wird durch die jeweiligen hohen Rangplätze, die einen relativ hohen marginalen Erklärungsbeitrag belegen, deutlich.

Wirtschaftszweig/Branche: Erwartungsgemäß ist der Dienstleistungssektor (hier Referenzsektor) das dominante Betätigungsfeld vor allem von Freiberuflern. Allerdings dürften viele Gewerbetreibende, die wir hier ja als Unternehmer bezeichnet haben, zunehmend im Sektorservice tätig sein. Wie die Ergebnisse zeigen, gibt es allerdings keine auffallenden Unterschiede im Armutsrisiko zwischen den drei Branchen. Dies gilt auch für die abhängig Beschäftigten.

Tabelle 3

Determinanten des interdependenten Zeit- und Einkommensarmutsrisikos von Freiberuflern, Unternehmern und abhängig Beschäftigten – Ergebnisse eines Probit-Ansatzes

| IMD-Armut | Freiberufler | | | Unternehmer | | | Abhängig Beschäftigte | | |
|-------------------------------|--------------|-------------|---------|-------------|-------------|---------|-----------------------|-------------|---------|
| | Rang | Koeffizient | p-value | Rang | Koeffizient | p-value | Rang | Koeffizient | p-value |
| <i>Personell</i> | 6 | -0,206 | 0,516 | 7 | -0,5 | * | 13 | -0,164 | ** |
| | 7 | -0,185 | 0,346 | 15 | 0,0146 | | 5 | 0,55 | 0,108 |
| | 16 | 0,00202 | 0,66 | 17 | -0,0035 | | 17 | -0,00142 | 0,105 |
| | | | | | | | | | |
| <i>Ausbildung</i> | | | | | | | | | |
| Schuljahre (Anzahl) | 12 | 0,0488 | 0,851 | 10 | 0,263 | | 7 | -0,464 | 0,172 |
| Berufli. Erfahrung | - | - | - | 11 | 0,148 | | 1 | -0,438 | 0,197 |
| Berufli. Erfahrung, quadriert | 17 | -0,000324 | 0,943 | 18 | 0,00249 | | 18 | 0,0000889 | 0,916 |
| <i>Job</i> | | | | | | | | | |
| Lohnsatz | 9 | -0,0856 | *** | 13 | -0,118 | *** | 14 | -0,0777 | *** |
| Wtl. Arbeitszeit (h) | 14 | -0,0176 | * | 16 | 0,00892 | | 16 | -0,00664 | * |
| <i>Haushalt/Familie</i> | | | | | | | | | |
| Paar, 1 Kind | 11 | -0,057 | 0,904 | 8 | 0,415 | | 12 | 0,208 | * |
| Paar, 2 Kinder | 13 | -0,0377 | 0,934 | 6 | 0,626 | * | 6 | 0,502 | *** |
| Paar, >2 Kinder | 2 | 0,812 | 0,077 | 1 | 1,433 | *** | 2 | 1,095 | *** |
| Single | 3 | -0,469 | 0,371 | 3 | 1,156 | ** | 8 | 0,362 | *** |
| Single, 1 Kind | 8 | -0,14 | 0,842 | 5 | 1,092 | * | 4 | 0,842 | *** |
| Single, > 1 Kind | 1 | 1,678 | * | 2 | 1,393 | *** | 3 | 1,02 | *** |
| Anderer Haushalt | 4 | 0,422 | 0,438 | 4 | 1,098 | ** | 9 | 0,325 | * |
| <i>Branche</i> | | | | | | | | | |
| Landwirtschaft | 10 | 0,0773 | 0,9 | 14 | -0,0663 | | 10 | 0,26 | 0,064 |
| Industrie | 5 | 0,349 | 0,218 | 9 | -0,341 | | 15 | -0,0499 | 0,352 |

Fortsetzung Tabelle 3

| IMD-Armut | Freiberufler | | | Unternehmer | | | Abhängig Beschäftigte | | |
|----------------|--------------|-------------|---------|-------------|-------------|---------|-----------------------|-------------|---------|
| | Rang | Koeffizient | p-value | Rang | Koeffizient | p-value | Rang | Koeffizient | p-value |
| Region | 15 | -0,00692 | 0,985 | 12 | 0,136 | 0,428 | 11 | 0,255 | *** |
| Ost | | 4147 | 0,44 | | -3399 | 0,415 | | -5,147 | * |
| Konstante | | -94,07 | | | -254,38 | | | -2136,4503 | |
| Log-Likelihood | | 62,83 | | | 155,73 | | | 483,46 | |
| LR-Test chi2 | | 0 | | | 0 | | | 0 | |
| Prob>chi2 | | 0,2503 | | | 0,2344 | | | 0,1131 | |
| Pseudo R2 | | 399 | | | 569 | | | 5979 | |
| n | | | | | | | | | |

Quelle: 2001/02, eigene Berechnungen.

Region: Als regionale Variablen steht uns nur die grobe Unterteilung nach den alten und neuen Bundesländern zur Verfügung. Damit müssen weitere regionale Unterschiede in der Wirtschaftskraft und anderen Arbeitsmarkt- und Infrastrukturindikatoren außen vor bleiben. Nach mehr als 20 Jahren nach der Wiedervereinigung werden hier auf der globalen Ost-/Westebene keine signifikanten Unterschiede im IMD-Armutsrisiko beider Selbständigengruppen – signifikant allerdings bei den abhängig Beschäftigten – sichtbar.

Insgesamt ist die familiäre Situation mit zunehmender Kinderzahl und zwar sowohl für Allein-erziehende als auch für Paare ein besonderer Faktor für die Erklärung des IMD-Armutsrisikos von Unternehmern (Gewerbetreibende) und auch von abhängig Beschäftigten, nicht mehr signifikant aber für Freiberufler. Andere Erklärungsfaktoren, wie beispielsweise Humankapitaleinflüsse, die aus der Einkommensarmutsforschung bekannt sind, greifen bei der Erklärung für die interdependente multidimensionale Armut nicht und verweisen auf weiteren Forschungsbedarf auch mit entsprechend erweiterten Datensätzen.

7 Diskussion und Fazit

Mit unserer Analyse der Zeit- und Einkommensarmut von Selbständigen werden aufbauend auf unseren Studien Merz und Rathjen 2009, 2010 und 2011 erstmals auch multivariate Ergebnisse vorgestellt, die das traditionell einkommensorientierte Armutskonzept um die Zeitdimension als genuine, persönliche Freizeit ergänzt. Damit wird der Aspekt der individuellen sozialen Teilhabemöglichkeiten im Sinne von Sen in der zentralen Zeitdimension im Rahmen multidimensionaler Armut explizit berücksichtigt. Durch die empirische Fundierung der Substitutionalität von Zeit und Einkommen anhand von CES-Wohlfahrtsfunktionen mit dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) konnte nicht nur ein neues interdependentes multidimensionales Armutskonzept konzipiert werden, sondern auch die entsprechende Armutsgrenze aus den individuellen Einschätzungen der Bevölkerung empirisch bestimmt werden.

Die Mikroanalysen anhand der Zeittagebücher der nationalen Zeitbudgeterhebungen des Statistischen Bundesamtes von 1991/92 und 2001/02 verdeutlichten, dass die Armut der Erwerbstätigen in allen Zeit- und Einkommensbereichen in den zehn Jahren deutlich zugenommen hat:

- Alleinige Einkommensarmut von 4,2 Prozent auf 4,8 Prozent
- Alleinige Zeitarmut von 43,1 Prozent auf 47,3 Prozent
- Sowohl Einkommens- als auch Zeitarmut von 2,1 Prozent auf 2,5 Prozent
- Interdependente multidimensionale Armut von 8,7 Prozent auf 12,2 Prozent

Zudem kann ein erheblicher Anteil der arbeitenden nichteinkommensarmen Personen das Zeitdefizit nicht durch ein höheres Einkommen kompensieren. Dieser zunehmende Anteil an Menschen (5,3 Prozent für 1992 und 8,7 Prozent für 2002) fällt durch die bisherigen einkommenszentrierten Armutsanalysen aus der Armutspopulation heraus, obwohl sie in ihrer genuinen persönlichen Freizeit und sozialen Teilhabemöglichkeiten besonders depriviert sind.

Schon diese Ergebnisse für alle Erwerbstätigen betreten Neuland. Erst recht wird mit unserer Fokussierung auf die Selbständigen als Freiberufler und Unternehmer (Gewerbetreibende) erstmals ihre Einkommens- und Zeitarmut analysiert und empirisch fundierte Ergebnisse für Deutschland vorgestellt.

Das zentrale Ergebnis: Selbständige sind hinsichtlich alleiniger Einkommensarmut, alleiniger Zeitarmut und interdependenter multidimensionaler Zeit- und Einkommensarmut in beiden Jahren weit stärker betroffen als alle anderen Gruppen der Erwerbstätigen. Zudem ist der Zuwachs aller drei Armutsbereiche für den 10-Jahres-Zeitraum bis 2002 vergleichsweise höher als die der abhängig Beschäftigten und aller Erwerbstätigen insgesamt.

Insbesondere wuchs die Zahl der sowohl einkommens- als auch zeitarmer Selbständigen, sozusagen der „harte Armutskern“, von 2,3 Prozent im Jahr 1992 auf 8,8 Prozent im Jahr 2002. Auch der Anteil der Selbständigen, die zwar oberhalb der Einkommensarmutsgrenze liegen, jedoch nicht in der Lage sind, ihr Zeitdefizit durch ein höheres Einkommen zu kompensieren, liegt bei 7,1 Prozent/11,6 Prozent (1992/2002) und damit deutlich über dem Vergleichswert aller anderen abhängig arbeitenden Personen von 5,3 Prozent/8,7 Prozent.

Wenn auch die Freiberufler in allen Armutssektoren multidimensionaler interdependenter Zeit- und Einkommensarmut relativ weniger betroffen sind als Unternehmer, so ist damit noch nicht eine entspannte Situation der insgesamt heterogenen Gruppe der Freiberufler gegeben. Der Prozentsatz der als „harten Kern“ gekennzeichneten sowohl zeit- als auch einkommensarmen Freiberufler ist mit 6,3 Prozent deutlich höher als der aller Erwerbstätigen mit 2,5 Prozent.

Mit der multivariaten Erklärung des interdependenten Zeit- und Einkommensarmutsrisikos hat sich die familiäre Situation mit zunehmender Kinderzahl als signifikantes Erklärungsmuster herausgeschält, und zwar sowohl für Alleinerziehende als auch für Paare ein besonderer Faktor für die Erklärung des IMD-Armutsrisikos von Unternehmern (Gewerbetreibende) und auch von abhängig Beschäftigten, nicht mehr signifikant aber für Freiberufler. Andere Erklärungsfaktoren, wie beispielsweise Humankapitaleinflüsse, die aus der Einkommensarmutforschung bekannt sind, greifen bei der Erklärung für die interdependente multidimensionale Armut nicht und verweisen auf weiteren Forschungsbedarf auch mit entsprechend erweiterten Datensätzen.

Dass die Selbständigen besonders und zunehmend von Zeit- und Einkommensarmut betroffen sind, dafür dürften weiter reichende Faktoren ausschlaggebend sein, wie eine zunehmende Auslagerung („outsourcing“) bestimmter Serviceleistungen, eine Zunahme der Scheinselbständigkeit und eben ein zunehmender Arbeitsdruck auch und gerade der Selbständigen bei wachsender Globalisierung und verstärkter Konkurrenzsituation.

Die anfangs noch geäußerte Frage, ob – entgegen landläufiger Meinung – Selbständige zeit- und einkommensarm sind, kann mit unseren Ergebnissen für einen quantitativ bedeutenden Anteil also klar mit „Ja“ beantwortet werden. Sowohl für die heterogene Gruppe der Gewerbetreibenden als auch für die heterogene Gruppe der Freien Berufe hat unsere Untersuchung relativ viele zeit- und einkommensarme selbständige Menschen aufgezeigt, der Anteil der Selbständigen ist in allen Zeit- und Einkommensarmutsbereichen bemerkenswert größer als der jeweilige (durchschnittliche) Anteil aller Erwerbstätigen.

Zu Recht kann die Frage gestellt werden, ob Selbständige mit einem niedrigen Einkommen arm sind (so zum Beispiel Bradbury 1996). Zum einen spielen sicherlich die angesprochenen Möglichkeiten, die Einkommen gerade Selbständiger steuerminimierend zu gestalten, eine Rolle. Hinzu kommen generell Schwierigkeiten, ein aktuelles Selbständigeneinkommen aus Umfragen zu gewinnen. Abgesehen davon können alleine mit der Berücksichtigung von Einkommen, Bestandteile und die Nutzung von Vermögen in vielfältiger Form ein anderes Bild ergeben; ein Argument allerdings, das auch für andere Bevölkerungsgruppen gelten könnte. Allerdings weisen bereits Studien auf der Basis der Einkommensteuerstatistik, die Einkommen steuergenau erfassen, darauf hin, dass ein hoher Anteil der Selbständigen im Vergleich zu den abhängig Beschäftigten als arm zu gelten haben bei hoher Ungleichheit und besonders hohen Einkommen.

Was das Argument betrifft, dass ein Teil der Arbeitszeit der Selbständigen eventuell zur gleichen Zeit auch persönliche Freizeit ist, so ist dazu zu bemerken, dass eine reine genuine persönliche Freizeit, so wie wir diese begrenzen konnten, von geschäftlichen Beziehungen zumindest weitgehend frei sind.

Selbst wenn man diesen Argumenten ein größeres Gewicht beimessen mag, bleibt die hier vorgestellte empirische Evidenz einer besonderen Betroffenheit von Zeit- und Einkommensarmut gerade von Selbständigen als Freiberufler und Unternehmer (Gewerbetreibende).

Unsere Ergebnisse pointieren, dass, um generell Armut zu vermeiden, Wissenschaft, Wirtschaft und Politik stärker als bisher die Zeitdimension, die Voraussetzung für soziale Partizipation überhaupt ist, berücksichtigen sollten. Mit unserem Konzept interdependenter multidimensionaler Zeit- und Einkommensarmut, das eine Armutsgrenze und die Substitution zwischen persönlicher Freizeit und Einkommen nicht von Experten, sondern von der Bevölkerung repräsentativ aus Umfragen gewinnt, haben wir die Bedeutung multidimensionaler Armut und ihre Dynamik quantifiziert und untermauert.

Es ist damit zu hoffen, dass in Zeiten zunehmender Zeit- und Arbeitsverdichtung sowie steigendem Zeitstress die Dimension Zeit in der wirtschafts- und sozialpolitischen Diskussion angemessenerweise stärker beachtet und berücksichtigt wird.

Literaturverzeichnis

- Atkinson, A. B. (2003): *Multidimensional Deprivation: Contrasting Social Welfare and Counting Approaches*. Journal of Economic Inequality, 1, 51–65.
- Becker, Irene (2009): Einkommens- und Vermögensverteilung. In: K. Eicker-Wolf, S. Körzell, T. Nichoj und A. Truger (Hrsg.): *In gemeinsamer Verantwortung. Die Sozial- und Wirtschaftspolitik der Großen Koalition 2005–2009*. Marburg, Metropolis-Verlag, 75–116.
- Bittman, M. (1999): *Social Participation and Family Welfare: The Money and Time Cost of Leisure*. SPRC Discussion Paper No. 95. Sydney.
- Bonke, J. und F. Gerstoft (2005): Stress, Time Use and Gender. *Electronic Journal of Time Use Research*, 4 (1), 47–68.
- Bourguignon, F. und S. R. Chakravarty (1999): A Family of Multidimensional Poverty Measures. In: D.-J. Slottje (Hrsg.): *Essays in Honor of Camilo Dagum*. Heidelberg, Physica Verlag, 331–344.

- Bourguignon, F. und S. R. Chakravarty (2003): The Measurement of Multidimensional Poverty. *Journal of Economic Inequality*, 1 (1), 25–49.
- Bradbury, Bruce (1996): *Are the Low Income Self-Employed Poor?* SPRC Discussion Paper No. 73. Social Policy Centre. University of New South Wales, Sydney.
- Bundesregierung (2005): *Lebenslagen in Deutschland – Der zweite Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung*. Berlin.
- Cappellari, L. und S. P. Jenkins (2007): Summarising Multiple Deprivation Indicators. In: S. P. Jenkins und J. Micklewright (2007): *Inequality and Poverty Re-examined*. Oxford, Oxford University Press, 166–184.
- Deutsch, J. und J. G. Silber (2005): Measuring Multidimensional Poverty: An Empirical Comparison of Various Approaches. *Review of Income and Wealth*, 51 (1), 145–174.
- Diener, Ed (2009): *The Science of Well-Being*. Berlin, Springer.
- Easterlin, R. A. (1974): Does economic growth improve the human lot? In: P. A. David und M. W. Reder (Hrsg.): *Nations and Households in Economic Growth*. New York, Academic Press, 88–125.
- Fandel, G. (2005): *Produktion I: Produktions- und Kostentheorie*. 6. Aufl. Berlin.
- Freeman, Richard (1978): Job Satisfaction as an Economic Variable. *American Economic Review*, 68 (2), 135–144.
- Frey, B. S. und A. Stutzer (2002): What Can Economists Learn from Happiness Research? *Journal of Economic Literature*, 40 (2), 402–435.
- Frey, B. S. und A. Stutzer (2005): Happiness Research: State and Prospects. *Review of Social Economy*, LXII (2), 207–228.
- Garhammer, M. (2002): Zeitwohlstand und Lebensqualität – ein interkultureller Vergleich. In: J. P. Rinderspacher (Hrsg.): *Zeitwohlstand. Ein Konzept für einen anderen Wohlstand der Nation*. Berlin, 165–205.
- Goodin, R. E., J. M. Rice, A. Parpo und L. Eriksson (2008): *Discretionary time. A new measure of freedom*. Cambridge.
- Greene, W. (2008): *Econometric Analysis*. 6. Aufl. Upper Saddle River, NJ, Pearson Prentice Hall.
- Groh-Samberg, O. (2009): *Armut, soziale Ausgrenzung und Klassenstruktur – Zur Integration multidimensionaler und längsschnittlicher Perspektiven*. Wiesbaden, VS Verlag.
- Hamermesh, D. S. (2004): Association Lecture Subjective Outcomes in Economics. *South-ern Economic Journal*, 71 (1), 1–11.
- Hamilton, B. H. (2000): Does Entrepreneurship Pay? An Empirical Analysis of the Returns to Self-Employment. *Journal of Political Economy*, 108/3, 604–631.
- Hanglberger, D. (2011): Arbeitszufriedenheit und flexible Arbeitszeiten. In: S. Bekmeier-Feuerhahn, A. Martin, J. Merz und U. Weisenfeld (Hrsg.): *Die Dynamik tiefgreifenden Wandels in Gesellschaft, Wirtschaft und Unternehmen*. Münster, LIT-Verlag, 245–257.
- Harvey, A. S. und A. K. Mukhopadhyay (2007): When Twenty-four Hours is Not Enough: Time Poverty of Working Parents. *Social Indicators Research*, 82 (1), 57–77.
- Hauser, R. (2007): Armut in Deutschland – versagt der Sozialstaat? *Wirtschaftsdienst*, 87 (3), 172–181.
- Hauser, R. (2008): Das Maß der Armut: Armutsgrenzen im sozialstaatlichen Kontext. Der sozialpolitische Diskurs. In: E.-U. Huster, J. Boeckh und H. Mogge-Grotjahn (Hrsg.): *Handbuch Armut und Soziale Ausgrenzung*. Wiesbaden, 94–117.
- Hauser, R. und I. Becker (2003): *Anatomie der Einkommensverteilung – Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1969–1998*. Berlin, edition sigma.

- Hauser, R. und I. Becker (2005): Verteilung der Einkommen 1999 – 2003. Forschungsbericht für das Bundesministerium für Arbeit und Soziales. Art.-Nr.: A338. Berlin.
- Hoff, A. (2002): *The Translog Approximation of the Constant Elasticity of Substitution Production Function with more than two Input Variables*. Working Paper 14/2002, Danish Research Institute of Food Economics.
- Hoff, A. (2004): The linear Approximation of the CES Function with Input Variables. *Marine Resource Economics*, 19, 295–306.
- Hyttinen, A. und O. Ruuskanen (2007): Time Use of the Self-Employed. *Kyklos*, 60, 105–122.
- Kahnemann, D. und A. B. Krueger (2006): Developments in the measurement of subjective well-being. *The Journal of Economic Perspectives*, 20 (1), 3–24.
- Kmenta, J. (1967): On Estimation of the CES Production Function. *International Economic Review*, 8 (2).
- Linder, S. (1970): *The Harried Leisure Class*. New York.
- Lugo, M. A. und E. Maasoumi (2008): *Multidimensional Poverty Measures from an Information Theory Perspective*. Paper Prepared for the 30th General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth. Portoroz, Slovenien, 24.–30. August.
- Mayraz, G., Wagner, G. und J. Schupp (2009): *Life satisfaction and relative income: Perceptions and evidence*. IZA Discussionpaper No. 4390. Bonn.
- Merz, J. (2001): Hohe Einkommen, ihre Struktur und Verteilung, Lebenslagen in Deutschland. Der erste Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung, Bonn.
- Merz, J. (2007): Polarisierung der Einkommen von Selbständigen? – Zur Dynamik der Einkommensverteilung von Freiberuflern und Unternehmern. In: J. Merz (Hrsg.): *Fortschritte der Mittelstandsforschung*; J. Merz, R. Schulte und J. Wagner (Hrsg.): *Entrepreneurship, Professions. Small Business Economics*. CREPS-Schriftenreihe Vol. 3. Münster, Lit Verlag, 395–415.
- Merz, J. (2008): Hohe und niedrige Einkommen – Neue Ergebnisse zu Freien und anderen Berufen mit den Mikrodaten der Einkommensteuerstatistik. In: J. Merz (Hrsg.): *Freie Berufe – Einkommen und Steuern (FB€St) – Beiträge aus Wissenschaft und Praxis*. Schriftenreihe Bd. 16. Baden-Baden, Nomos Verlagsgesellschaft, 69–92.
- Merz, J. und P. Böhm (2008): Tägliche Arbeitszeitmuster und Einkommen von Freien Berufen – Neue Ergebnisse auf der Basis von Zeittagebüchern. In: J. Merz (Hrsg.): *Freie Berufe – Einkommen und Steuern (FB€St) – Beiträge aus Wissenschaft und Praxis*. Schriftenreihe Bd. 16. Baden-Baden, Nomos Verlagsgesellschaft, 93–118.
- Merz, J., P. Böhm und D. Burgert (2009): Timing and Fragmentation of Daily Working Hours Arrangements and Income Inequality – An Earnings Treatment Effects Approach with German Time Use Diary Data. *Electronic International Journal of Time Use Research*, 6 (2), 200–239.
- Merz, J. und D. Burgert (2004a): Arbeitszeitarrangements – Neue Ergebnisse aus der Zeitbudgeterhebung 2001/02 im Zeitvergleich zu 1991/92. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): *Alltag in Deutschland – Analysen zur Zeitverwendung*. Forum. Bd. 43. Wiesbaden, 304–336.
- Merz, J. und D. Burgert (2004b): Wer arbeitet wann? – Arbeitszeitarrangements von Selbständigen und abhängig Beschäftigten: Eine mikroökonomische Analyse deutscher Zeitbudgetdaten. In: J. Merz und J. Wagner (Hrsg.): *Perspektiven der Mittelstandsforschung – Ökonomische Analysen zu Selbständigkeit, Freien Berufen und KMU*; J. Merz, R. Schulte

- und J. Wagner (Hrsg.): *Entrepreneurship, Professions, Small Business Economics*. CREPS-Schriftenreihe Vol. 1. Münster, Lit-Verlag, 303–330.
- Merz, J. und T. Rathjen (2009): *Time and Income Poverty – An Interdependent Multidimensional Poverty Approach With German Time Use Diary Data*. FFB-Discussion Paper No. 79, Fakultät II, Wirtschafts- Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg 2009 (auch IZA Discussion Paper No. 4337, Bonn und ECINEQ Discussionpaper No. 126, Palma de Mallorca).
 - Merz, J. und T. Rathjen (2010): *Sind Selbständige zeit- und einkommensarm? – Eine Mikroanalyse der Dynamik interdependenter multidimensionaler Armut mit dem Sozio-oekonomischen Panel und den deutschen Zeitbudgeterhebungen*. FFB-Diskussionspapier No. 82, Fakultät II, Wirtschafts-, Verhaltens- und Rechtswissenschaften, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg.
 - Merz, J. und T. Rathjen (2011): *Zeit- und Einkommensarmut von Freien Berufen und Unternehmern*. FFB Diskussionspapier Nr. 89, Fakultät Wirtschaft, Leuphana Universität Lüneburg, Lüneburg.
 - Merz, J. und M. Zwick (2005): Hohe Einkommen: Eine Verteilungsanalyse für Freie Berufe, Unternehmer und abhängig Beschäftigte mit Mikrodaten der Einkommensteuerstatistik. *Schmollers Jahrbuch – Journal of Applied Social Science Studies*, 125/2, 269–298.
 - Nolan, B. und V. T. Whelan (2007): On the Multidimensionality of Poverty and Social Exclusion. In: S. P. Jenkins und J. Micklewright (Hrsg.): *Inequality and Poverty Re-examined*. Oxford, Oxford University Press, 146–165.
 - Nollmann, G. (2009): Working Poor. Eine vergleichende Längsschnittstudie für Deutschland und die USA. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 61, 33–55
 - Parker, S. (2004): *The Economics of Self-Employment and Entrepreneurship*. Cambridge, Cambridge University Press.
 - Rhein, T. (2009): „Working poor“ in Deutschland und den USA – Arbeit und Armut im transatlantischen Vergleich. IAB Kurzbericht. In: Aktuelle Analysen und Kommentare aus dem Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 1/2009, Nürnberg.
 - Rosa, H. (2006): *Beschleunigung – Die Veränderung der Zeitstrukturen in der Moderne*. Frankfurt a. M., Suhrkamp.
 - Sen, A. K. (1985): *Commodities and Capabilities*. Amsterdam, North-Holland.
 - Sen, A. K. (1999): *Development as Freedom*. New York, Knopf Publishers.
 - Sullivan, O. (2007): Cultural Voraciousness – A New Measure of the Pace of Leisure in a Context of „Harriedness“. *International Journal of Time Use Research*, 4 (1), 30–46.
 - Tsui, K. Y. (2002): Multidimensional Poverty Indices. *Social Choice and Welfare*, 19 (1), 69–93.
 - Vickery, C. (1977): The Time-Poor: A New Look at Poverty. *Journal of Human Resources*, 12 (1), 27–48.
 - Wagner, G. G., J. R. Frick und J. Schupp (2007): The German Socio-Economic Panel Study (SOEP): Scope, Evolution and Enhancements. *Journal of Applied Social Science Studies*, 127 (1), 139–179.