



Jürgen Faik/Tim Köhler-Rama

**Der Gender Pension Gap
– Eine kritische Betrachtung**

FaMa-Diskussionspapier 3/2012

FaMa
Neue Frankfurter Sozialforschung
Nikolausstraße 10
D-65936 Frankfurt/Main

Mai 2012

Herausgeber und Verlag:

FaMa

Neue Frankfurter Sozialforschung

Nikolausstraße 10

65936 Frankfurt am Main

Tel.: 069/34409710

Fax: 069/34409714

E-Mail: info@fama-nfs.de

<http://www.fama-nfs.de>

ISSN 1869-1935

Zusammenfassung*

Der in die genderpolitische Diskussion eingebrachte Indikator des Gender Pension Gaps (GPG) bezieht sich ausschließlich auf individuelle Alterseinkünfte und negiert daher den für Wohlstandsanalysen indizierten Haushaltskontext. Da er eine Reihe weiterer gravierender methodischer Nachteile aufweist, raten die Autoren davon ab, den GPG-Index in seiner bisherigen Konzeption als Maßstab zur Beurteilung „fairer Einkommenschancen“ zwischen beiden Geschlechtern zu verwenden. Sie empfehlen vielmehr den Rückgriff auf im Zusammenhang mit der Offenen Methode der Koordinierung bewährte Indikatoren, wobei sie anregen, neben dem Geschlecht auch noch weitere sozialstrukturelle Merkmale wie Bildung und Staatsangehörigkeit zu berücksichtigen.

Summary*

The indicator Gender Pension Gap (GPG), recently brought into the gender-related discussion, is exclusively related to individual old-age incomes, and it therefore negates household formation which is essential for well-being analyses. Since the indicator has further serious methodical disadvantages, the authors advise against using the GPG index – at least in its current shape – as a benchmark for assessing the income chances between both sexes. They rather recommend the usage of indicators which have proved to be successful in the context of the Open Method of Coordination; furthermore, they encourage, besides the variable sex, the consideration of additional socio-structural variables like education and nationality.

* Dr. Tim Köhler-Rama und Dr. Jürgen Faik sind Mitarbeiter der Deutschen Rentenversicherung Bund im Forschungsnetzwerk Alterssicherung. Das vorliegende Diskussionspapier spiegelt ausschließlich ihre persönlichen Ansichten wider. Autoren-Kontakt: dr.tim.koehler-rama@drv-bund.de, faik@fama-nfs.de.

Inhalt

1. Einleitung	5
2. Definition	5
3. Bisherige empirische Befunde	6
4. Kritische Beurteilung	8
4.1 Rentenversicherungsbezogene Beurteilung	8
4.2 Armutspolitische Beurteilung	9
4.3 Wohlstandsbezogene Beurteilung	10
4.4 Mehrdimensionale Beurteilung	14
4.4.1 Alternative Indikatoren	14
4.4.2 Alternative Variablen	15
5. Schlussbetrachtung	18
Literaturverzeichnis	18

1. Einleitung

Mit dem Gender Pension Gap (GPG) ist hierzulande jüngst vom Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (BMFSFJ) ein Indikator in die öffentliche sozialpolitische Diskussion gebracht worden, der „faire Einkommensperspektiven für Frauen und Männer abbilden“ soll und dessen „Aufklaffen eine der großen gleichstellungspolitischen Herausforderungen unserer Zeit“ angeblich darstellt.¹ Für das BMFSFJ ist die Existenz eines nennenswerten Gender Pension Gaps ein Beleg für die Grundproblematik, dass „die langfristigen Einkommensrisiken, die aus der Kombination von Familie und Beruf resultieren, einseitig zulasten fairer Einkommensperspektiven der Frauen gehen.“²

Warum die entsprechende Lücke sich aber nicht als Maß zur Messung von „fairen Einkommensperspektiven“ eignet und warum dieser Indikator eine zielgerichtete gender- und sozialpolitische Diskussion eher behindert als sie befördert, wird im Folgenden dargelegt. Dabei wird zunächst auf die GPG-Definition Bezug genommen (Kapitel 2), ehe nach der Darlegung bisheriger GPG-Befunde (Kapitel 3) konzeptionelle Kritikpunkte in Bezug auf das GPG-Konzept aufgeführt werden (Kapitel 4). Eine Schlussbetrachtung (Kapitel 5) rundet das vorliegende Papier ab.

2. Definition

Die Grundüberlegung des GPG stammt von der Konzeption des *Gender Wage Gaps*: Die empirisch noch immer belegbaren durchschnittlich höheren Löhne von Männern gegenüber Frauen³ weisen offenbar auf ein Gerechtigkeitsdefizit in den Lohnfindungsprozessen und in der Arbeitswelt hin. Es stellt sich nach wie vor allerdings die Frage, ob zwischen dem Geschlecht und dem Einkommen eine Ursache-Wirkungsbeziehung besteht, d. h. ob nicht sogenannte Drittvariablen (Ausbildung, Berufserfahrung, Berufsunterbrechung etc.) mehr oder weniger vollständig die Lohnlücke erklären können. Jedenfalls hat der Gender Wage Gap in der Diskussion über die Benachteiligung von Frauen bislang eine sehr erfolgreiche Rolle gespielt. Es liegt (aus frauenpolitischer Sicht) also nahe, einen solchen Index auch für die an Bedeutung zunehmende Alterssicherungsdiskussion zu nutzen bzw. normativ aufzuladen. Möglicherweise liegt dem auch die Überlegung zugrunde, dass in dem Maße, in dem Frauen ihre eigene Alterssicherung überschätzen und sich deshalb zu wenig um ihre eigene Alterssicherung bemühen, ein solcher Index dazu beitragen könnte, die Sensibilität für die Thematik zu verbessern.

Der GPG misst, entsprechend den vorstehenden Ausführungen, den Abstand der durchschnittlichen eigenständigen Alterseinkünfte zwischen Frauen und Männern:

$$GPG = 100 - \left[\frac{AEK_F}{AEK_M} \right] \cdot 100$$

[mit: AEK = durchschnittliche Alterseinkünfte, F = Frauen, M = Männer].

Eine Lohnlücke ist allerdings nicht vergleichbar mit einer Rentenlücke. „Gleicher Lohn für gleiche Arbeit“ ist eine eingängige und berechtigte genderpolitische Forderung. Lässt sich dies aber auf die Alterssicherung übertragen? Alterssicherungsansprüche subsumieren nicht nur Einkommensverläufe, sondern sämtliche Entscheidungen und Schicksale im Laufe eines Erwerbs- und Familienlebens von Frauen und Männern. Frauen würden sich vermutlich nicht freiwillig für einen geringeren Lohn bei gleicher Tätigkeit und Qualifikation entscheiden. Sie dürften sich aber in nicht wenigen Fällen freiwillig und einvernehmlich mit ihrem Partner für

¹ Vgl. Flory 2011, S. 24-25, und FIT 2012 sowie DIA 2010. Zur Anwendung des Konzeptes vgl. auch Rasner 2005, S. 6-7, und Rasner 2006.

² Flory 2011, S. 25.

³ Vgl. hierzu z. B. Statistisches Bundesamt 2012.

eine Heirat oder Nichtheirat, für Kinder oder Kinderlosigkeit, für Vollzeitwerbstätigkeit oder eine Phase der Teilzeitarbeit bzw. für eine Phase entscheiden, in der sie ihre Kinder zu Hause betreuen oder einen Angehörigen pflegen. Wenn am Ende eines weiblichen Erwerbslebens geringe eigenständige Alterseinkommen zu Buche stehen,⁴ ist dies letztlich die Folge dieser Entscheidungen – und nicht eine Folge einer falschen Ausgestaltung der vorhandenen Alterssicherungssysteme.

3. Bisherige empirische Befunde

Die nachstehende Übersichtstabelle gibt Auskunft darüber, welche GPG-Werte für Deutschland in der Gruppe der 65-Jährigen und Älteren – auf Basis der Erhebung „Alterssicherung in Deutschland (ASID)“ – in einer jüngeren, vom BMFSFJ finanzierten Studie ermittelt wurden.

Tabelle 1: Gender Pension Gaps (ohne Hinterbliebenenrenten) für Deutschland in der Gruppe der 65-Jährigen und Älteren 1992-2020 (in %)

Personengruppe	1992	1995	1999	2003	2007	2020 (Prognose)
Frauen, Deutschland	69,2	68,6	64,3	63,3	59,6	53,0
Frauen, Westdeutschland	72,5	72,4	67,7	67,1	63,8	-
Frauen, Ostdeutschland	39,3	44,8	46,2	43,4	36,7	-

Quellen: Flory 2011, S. 13, sowie FIT 2012, S. 10

Tabelle 1 zeigt, dass sich der GPG seit 1992 deutlich verringert hat, was daran liegt, dass die eigenständigen Alterssicherungseinkommen der Frauen relativ stärker gestiegen und bei den Männern in Ostdeutschland sogar (im Durchschnitt) sinkende Rentenanwartschaften zu konstatieren sind.⁵ Männer sind in (etwas) höherem Maße von Arbeitslosigkeit als Frauen betroffen,⁶ und dies spiegelt sich verstärkt in den Rentenanwartschaften jüngerer Kohorten wider. Zugleich werden sich die tendenziell besseren Bildungsabschlüsse von jüngeren Frauen gegenüber jüngeren Männern⁷ nach und nach auch in höher dotierten Erwerbsverläufen abbilden. Noch immer tut sich allerdings ein eklatanter GPG zwischen Männern und Frauen auf, der auch in der Perspektive bis 2020 noch deutlich über 50 % liegt.

Ergänzend zu Tabelle 1 geben die Abbildungen 1 bis 3 für verschiedene Subgruppe die GPG-Werte gemäß ASID 2007 an. Gemäß Abbildung 1 sind die GPG-Werte für verheiratete und für verwitwete Frauen deutlich höher als diejenigen für geschiedene und ledige Frauen (jeweils im Alter von mindestens 65 Lebensjahren). Abbildung 2 zeigt, dass der GPG mit zunehmendem Qualifikationsniveau der Frau sinkt, und aus Abbildung 3 geht eine positive Korrelation zwischen GPG und Alter der Frau hervor.

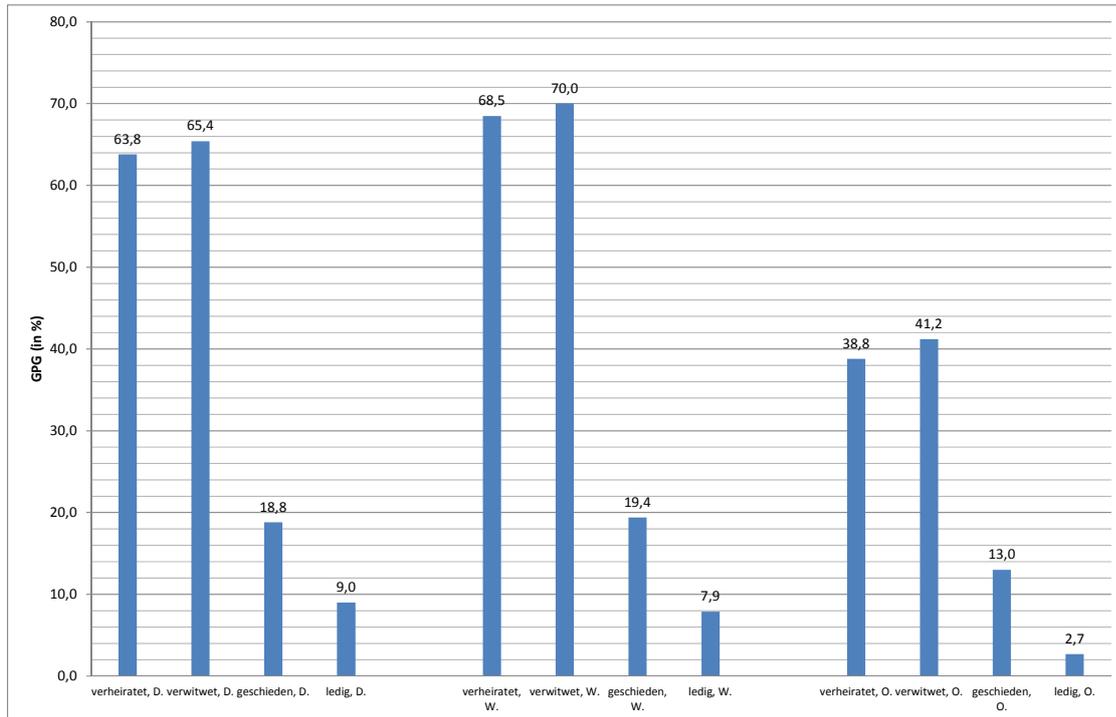
⁴ Vgl. hierzu – für verschiedene Biografiemuster von Frauen – BMFSFJ 2011, S. 11-17.

⁵ Vgl. FIT 2012.

⁶ Vgl. Bundesagentur für Arbeit 2012, Tabelle 2.2.1.

⁷ Vgl. hierzu z. B. Ammermüller/Weber 2005.

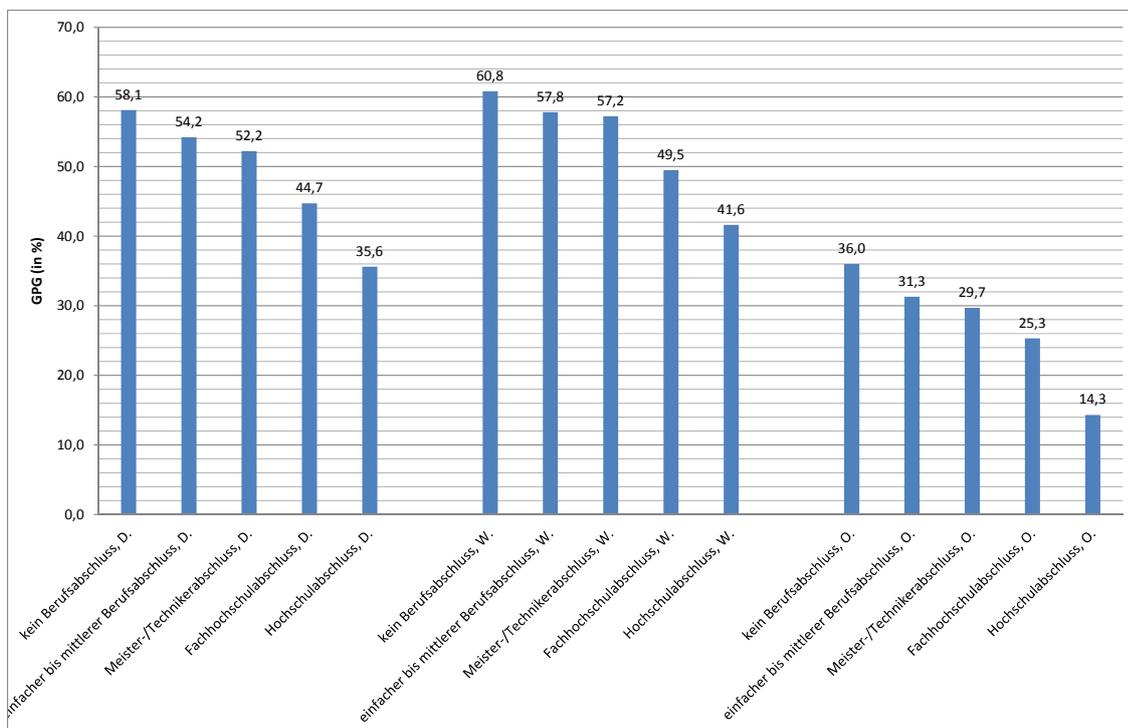
Abbildung 1: Gender Pension Gaps (ohne Hinterbliebenenrenten) für Deutschland in der Gruppe der 65-Jährigen und Älteren nach Familienstand der Frau 2007



D. = Deutschland, W. = Westdeutschland, O. = Ostdeutschland

Quelle: Flory 2011, S. 14-15

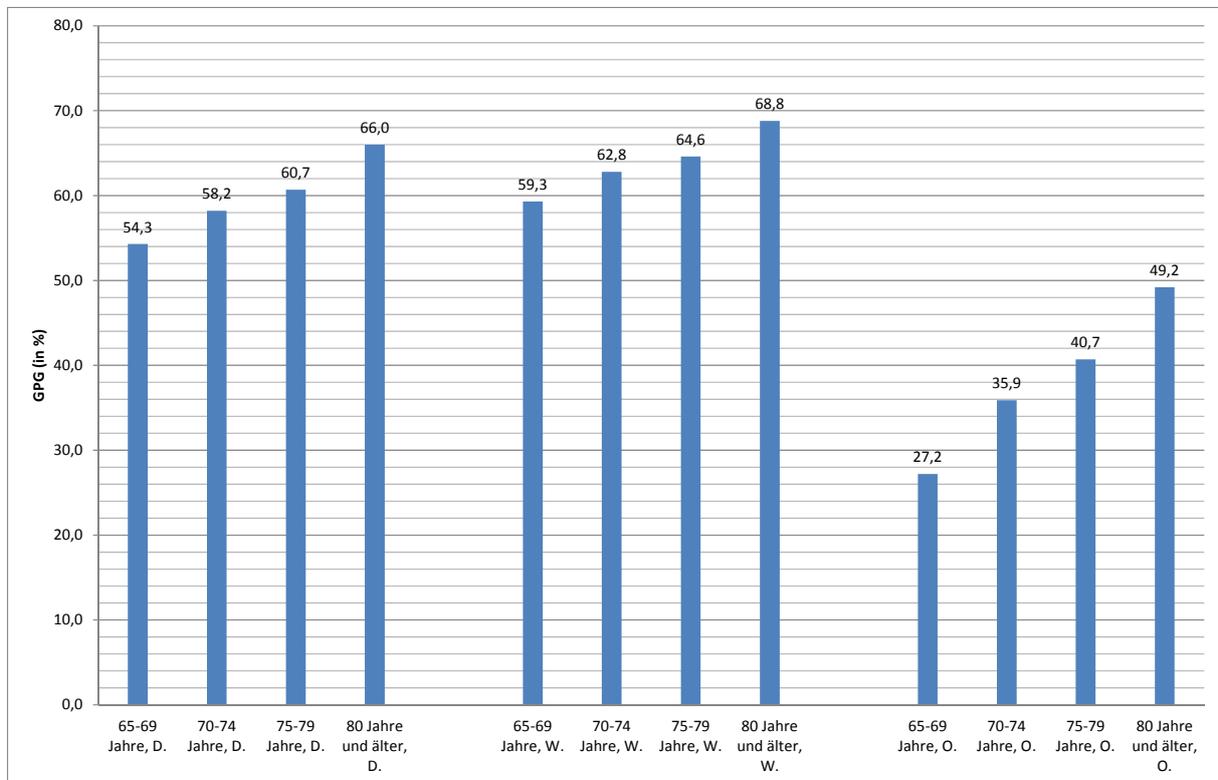
Abbildung 2: Gender Pension Gaps (ohne Hinterbliebenenrenten) für Deutschland in der Gruppe der 65-Jährigen und Älteren nach Qualifikationsniveau der Frau 2007



D. = Deutschland, W. = Westdeutschland, O. = Ostdeutschland

Quelle: Flory 2011, S. 16-17

Abbildung 3: Gender Pension Gaps (ohne Hinterbliebenenrenten) für Deutschland in der Gruppe der 65-Jährigen und Älteren nach Altersgruppe der Frau 2007



D. = Deutschland, W. = Westdeutschland, O. = Ostdeutschland

Quelle: Flory 2011, S. 18

4. Kritische Beurteilung

Im Folgenden wird argumentiert, dass dem GPG als Maß für ein wie auch immer geartetes „gerechtes“ Alterssicherungssystem die inhaltliche Grundlage fehlt und dass er damit im Hinblick auf die sozialpolitische Diskussion über die Zunahme von Altersarmutsrisiken in einer alternden Gesellschaft eher in die Irre führt als zur Wahrheitsfindung beiträgt.

4.1 Rentenversicherungsbezogene Beurteilung

In Bezug auf die existierenden rentenrechtlichen Regelungen in Deutschland ist zu konstatieren, dass Frauen gegenüber Männern im Rentenrecht – anders als möglicherweise in der Arbeitswelt – nicht benachteiligt werden. Eher das Gegenteil ist der Fall. Frauen erhalten für denselben Beitrag mehr Leistungen aus der gesetzlichen Rentenversicherung und weisen aufgrund ihrer durchschnittlich deutlich höheren Lebenserwartung signifikant höhere Beitragsrenditen in der gesetzlichen Rentenversicherung auf.⁸ Sie profitieren in weit höherem Maße als Männer von Elementen des sozialen Ausgleichs im Rentenrecht. So wurde z. B. die rentenrechtliche Anerkennung von Kindererziehungsleistungen – die überwiegend von Frauen erbracht werden – in den vergangenen Jahren stark aufgewertet, und dies führt zu einer nennenswerten Verbesserung der Alterssicherungsansprüche von Frauen in den jüngeren Kohorten.⁹ Im internationalen Vergleich lassen sich die Entgeltpunkte aus Beschäftigung und Kindererziehung in Deutschland sehr großzügig kombinieren, so dass etwa eine

⁸ Vgl. hierzu Faik/Köhler-Rama 2011.

⁹ Vgl. Bundesregierung 2011a, S. 209-213, oder Riedmüller/Schmalreck 2011, S. 6-9.

Übertragung der schwedischen Anrechnungsvorschriften von Kindererziehungsleistungen zu einer Verschlechterung der Rentenanwartschaften von Frauen hierzulande führen würde. Auch fallen die abgeleiteten Rentenansprüche der Frauen aus der Hinterbliebenenabsicherung – trotz Leistungsreduktionen infolge der Rentenreform 2001 – höher aus als z. B. die eigenständigen Rentenanwartschaften aus dem obligatorischen Rentensplitting, das in der Schweiz im Jahre 1997 eingeführt wurde.¹⁰ Es erscheint daher paradox, dass trotz der unbestrittenen Großzügigkeit des bundesdeutschen Rentensystems der GPG-Index eine deutlich höhere Lücke aufweist als die Lohnlücke gemäß Gender-Wage-Gap-Konzept.¹¹

Rein technisch resultiert der entsprechend höhere GPG – bezogen auf die Alterseinkünfte aus der gesetzlichen Rentenversicherung – daraus, dass sich Lücken in den Erwerbsverläufen von Frauen beispielsweise infolge von Zeiten der Hausarbeit oder der Kindererziehung oder auch von Phasen von Teilzeit und geringfügiger Beschäftigung in geringeren Rentenanwartschaften kumulativ widerspiegeln. Dies ist eine natürliche Folge der Erwerbszentriertheit und des Äquivalenzprinzips des Rentenversicherungssystems: Überdurchschnittliche Beitragszahlungen führen zu einer überdurchschnittlichen Rente et vice versa. Eine kleine eigenständige Rente einer Frau folgt beispielsweise dann, wenn diese sich im Laufe ihres Lebens mit ihrem Mann darauf geeinigt hat, ihre Erwerbstätigkeit für eine bestimmte Zeit zu unterbrechen, um die Kinder zu erziehen. Eine kleine eigenständige Rente kann aber auch dann resultieren, wenn die Versicherte nach einer relativ kurzen Versicherungsdauer in der gesetzlichen Rentenversicherung eine Beamtenlaufbahn eingeschlagen oder Ansprüche z. B. als Ärztin oder Anwältin in einem anderen – beispielsweise berufsständischen – Versorgungssystem erworben hat. Kleine gesetzliche Renten erlauben daher keine abschließenden Aussagen über die Höhe der tatsächlichen Einkünfte im Alter und beschreiben deshalb noch kein sozialpolitisches Problem.

Der GPG-Index macht über spezifische Erwerbs- und Familienverläufe keine Aussage, sondern liefert stattdessen lediglich ein einfaches (normativ gefärbtes) Maß, das suggeriert, dass Frauen im Hinblick auf die Alterssicherung benachteiligt seien. Über die Fairness eines Alterssicherungssystems ließe sich jedoch im Grunde genommen nur dann eine sinnvolle Aussage mittels einer GPG-Kennziffer treffen, wenn man verlangte, dass das Alterssicherungssystem sämtliche Risiken, die sich im Laufe eines Familien- und Erwerbslebens akkumulieren, ausgleichen müsse. Das ist aber aktuell keine auch nur im Ansatz mehrheitsfähige sozialpolitische Position in Deutschland. Für eine normative Diskussion über die Frage der Gerechtigkeit der Alterssicherung taugt dieser Index daher nicht.

4.2 Armutspolitische Beurteilung

Im Hinblick auf die sozialpolitisch relevante Diskussion über künftige Altersarmutsrisiken führt der GPG-Index sogar in die Irre. Es soll in dem vorliegenden Beitrag nicht geleugnet werden, dass Frauen im Alter im Durchschnitt einem höheren Altersarmutsrisiko ausgesetzt bzw. von Altersarmut betroffen sind als Männer. Gemäß dem dritten Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung z. B. sind 2,6 % der Frauen ab 65 Jahren, aber nur 1,8 % der Männer dieser Altersklasse aufgrund von Bedürftigkeit auf ergänzende Leistungen der Grundsicherung im Alter angewiesen.¹² Bestritten wird hier demgegenüber, dass der GPG ein geeignetes Maß ist, um diese Problematik zu erfassen. So betrifft z. B. die aktuelle Zunahme von Altersarmut in Deutschland vorrangig Männer im Osten Deutschlands, weil dort die Männer tendenziell immer weniger Jahre in Vollzeit arbeiten.¹³ Der GPG weist kontrastierend mit den in jüngster Vergangenheit insgesamt wieder leicht gestiegenen Altersarmutsrisiken¹⁴ für die vergangenen und die künftigen Jahre abnehmende Werte auf (siehe nochmals

¹⁰ Vgl. hierzu Rasner 2006.

¹¹ Vgl. hierzu z. B. die Wertangaben in Tabelle 1 mit denjenigen in Statistisches Bundesamt 2012.

¹² Vgl. BMAS 2008, S. 35 (Angaben bezogen auf Ende 2006).

¹³ Vgl. Bundesregierung 2011a, S. 210.

¹⁴ Vgl. hierzu auch Goebel/Grabka 2011b, S. 6.

Tabelle 1), was vor allem an den (überwiegend in Ostdeutschland) sinkenden Rentenanwartschaften der Männer liegt.¹⁵

Ein gravierenderer Punkt ist der folgende: Der GPG-Index zeigt etwa für ledige Frauen vergleichsweise kleine Werte an. Andererseits weist er für verheiratete Frauen relativ hohe Werte auf (siehe obige Abbildung 1). Dies suggeriert, dass verheiratete Frauen im Unterschied zu den ledigen Frauen im Hinblick auf ihre Alterssicherung zu den vulnerablen Gruppen gehörten. Das Gegenteil ist aber der Fall: Die Altersarmutsrisiken von älteren Paaren sind im Ergebnis deutlich geringer als das Armutsrisiko alleinstehender Frauen (und Männer) im Alter.¹⁶ Gruppen mit besonders hohen Altersarmutsrisiken (wie alleinerziehende und unverheiratete Frauen) verfügen – im Vergleich etwa zu den verheirateten Frauen – typischerweise über relativ hohe eigenständige Rentenanwartschaften, so dass bei ihnen der Indexwert relativ gut ausfällt.

Der GPG-Index nimmt außerdem einseitig Bezug ausschließlich auf mittlere Einkommensabstände. Letzteres bedeutet, dass durch den GPG-Index die Verteilung der Alterseinkünfte um den jeweiligen Mittelwert nicht erfasst wird. Ein gleich hoher Durchschnittswert kann aber durch unterschiedliche Verteilungen zustande kommen. In Armutszusammenhängen ist es üblich, neben der Erfassung der Armutintensität (mittels einer dem GPG vergleichbaren Kennziffer, der Armutslücke) auch die relativen Häufigkeiten der Armen bzw. der unterdurchschnittlich Wohlhabenden (via „Headcount ratio“) zu messen. Auch diese Vernachlässigung von Fallzahlen im Rahmen des GPG-Indexes sorgt in der notwendigen Debatte über Altersarmut eher für Verwirrung.

Der Index schließt zudem nicht an die interessante rentenpolitische Fragestellung zu dem Verhältnis von bedarfsgeprüfter Grundsicherung und eigenständiger Rentenanwartschaft an, die von einer der Protagonistinnen des GPG-Konzeptes, Annika Rasner, so beschrieben wird: „From an equity perspective, it needs to be asked, whether it is justified to pay generous survivor’s pensions to married women independent from their income situation, whereas single and divorced women need to rely on the means-tested minimum pension in case they have insufficient funds to support themselves“.¹⁷

Die ungleichen Vorschriften der Einkommensanrechnung bei der Hinterbliebenenrente und im Falle des Bezugs von Grundsicherungsleistungen bieten Stoff für künftige rentenpolitische Diskussionen, zu denen der GPG-Index substanziell wenig bzw. nichts beitragen kann. Die OECD sieht – ähnlich – im Hinblick auf die Alterssicherung für Frauen aufgrund der zunehmenden Lebenserwartung und der steigenden Scheidungsraten die zentrale rentenpolitische Herausforderung in der Sicherung ausreichender Alterseinkommen für alleinlebende Witwen und Geschiedene. Kurzfristig wird sich das Problem nicht mit steigenden Erwerbsquoten und höheren Einkommen von Frauen und in der Folge davon höheren eigenständigen Alterseinkommen von Frauen lösen lassen. Abgeleitete Rentenansprüche und andere Umverteilungsmechanismen werden daher auch in den kommenden Jahrzehnten unvermeidlich sein, um Altersarmut von Frauen zu verhindern.¹⁸

4.3 Wohlstandsbezogene Beurteilung

Der GPG-Index berücksichtigt ferner nicht die fast 5,5 Millionen Witwen-/Witwerrenten in Deutschland, die im Gesamtvolumen immerhin ca. 17 % aller Rentenzahlungen in der gesetzlichen Rentenversicherung ausmachen. Rund 40 % der heutigen Rentnerinnen beziehen eine abgeleitete GRV-Rente. Die durchschnittlichen Ansprüche der Frauen in den alten Län-

¹⁵ Vgl. FIT 2012.

¹⁶ Vgl. Goebel/Grabka 2011a, S. 8; vgl. auch Goebel/Grabka 2011b, S. 7.

¹⁷ Rasner 2005, S. 6-7.

¹⁸ Vgl. Choi 2006, S. 26.

dem betragen 562 Euro (neue Länder: 590 Euro).¹⁹ Im Falle des Todes des Ehemanns hat der Hinterbliebene – in der Regel die Frau – Anspruch auf 55 % der Rente des verstorbenen Ehepartners – in der Regel der Mann – zuzüglich zweier Entgeltpunkte pro Kind oder auf die Leistung aus dem freiwilligen Rentensplitting, falls sich die Eheleute vor dem Tod des Ehepartners dafür entschieden haben.²⁰ Die eigene Rente der Frau wird teilweise auf die Hinterbliebenenrente angerechnet, so dass die Grenze zwischen eigenständigen und abgeleiteten Rentenansprüchen von Frauen im Ergebnis verschwimmt.

Das Weglassen der Hinterbliebenenansprüche in der Berichterstattung des BMFSFJ ist auch deshalb wenig zielführend, weil diese abgeleiteten Ansprüche sich zumindest teilweise aus freiwilligen partnerschaftlichen Arrangements zwischen (Ehe-)Frauen und (Ehe-)Männern ergeben haben. Hinterbliebenenrenten beinhalten eine Anerkennung der Familien- und Erziehungsleistungen von Frauen, wobei dies für die älteren Kohorten relevanter als für die jüngeren Kohorten ist. Vor dem Hintergrund der rentenrechtlichen Zielsetzung eines Ausbaus der eigenständigen Rentenanwartschaften von Frauen und angesichts der letztjährigen Rentenreformen in Verbindung mit der höchstrichterlichen Rechtsprechung wird die Bedeutung der Hinterbliebenenrenten zwar in der Zukunft sukzessive abnehmen, aber derzeit und für die kommenden Jahrzehnte stellen diese Ansprüche einen zentralen Bestandteil der Alterssicherung von Frauen dar.²¹ Sie aus einem Index herauszurechnen, der für sich beansprucht, eine Aussage über die Alterssicherung von Frauen (im Vergleich zu Männern) zu treffen, ist daher nicht sinnvoll.

Der vom BMFSFJ vorgenommene Einbezug des Versorgungsausgleichs in den GPG-Index²² erhöht zwar den Wert der Renten für Frauen und vermindert daher die ausgewiesene Rentenlücke (bzw. den GPG). Ein solches Vorgehen ist aber methodisch inkohärent, weil der Index für sich beansprucht, nur eigenständige Rentenanwartschaften der Frauen abzubilden. Rentenansprüche aus dem Versorgungsausgleich resultieren aber – wie Hinterbliebenenrentenansprüche – letztlich aus den gezahlten Beiträgen des ehemaligen Ehepartners.

Die Höhe des GPG-Indexes ergibt sich außerdem zum Teil – wie oben bereits angesprochen – aus relativ vielen (eigenständigen) Kleinstrenten von Frauen. So folgen im Rentenbestand am 31.12.2010 die Renten wegen verminderter Erwerbsfähigkeit und wegen Alters von immerhin 14,2 % der westdeutschen Rentnerinnen aus maximal neun angerechneten Versicherungsjahren und sind mit einem durchschnittlichen monatlichen Rentenzahlbetrag in Höhe von lediglich 141 Euro gekoppelt. In der Gruppe der westdeutschen Rentner sind dies – bei einem durchschnittlichen Rentenzahlbetrag in Höhe von 119 Euro – nur 2,5 %. Für Ostdeutschland ergeben sich für die Rentnerinnen bzw. Rentner mit maximal neun Versicherungsjahren Prozentwerte von 0,2 % (Durchschnittsrentenzahlbetrag: 101 Euro/Monat) bei den Männern und von 1,0 % (Durchschnittsrentenzahlbetrag: 198 Euro/Monat) bei den Frauen. Bezieht man sich demgegenüber auf die Rentenzahlbeträge von langjährig Versicherten (konkret: von Versicherten mit mindestens 40 Versicherungsjahren), resultieren folgende durchschnittliche monatliche Rentenzahlbeträge bei den Renten wegen verminderter Erwerbsfähigkeit und wegen Alters zum 31.12.2010: Frauen, Westdeutschland: 895 Euro (betroffen sind 20,6 % der westdeutschen Rentnerinnen); Männer, Westdeutschland: 1.231 Euro (72,4 %); Frauen, Ostdeutschland: 797 Euro (58,5 %); Männer, Ostdeutschland: 1.037 Euro (91,2 %).²³ Die auf die Renten wegen verminderter Erwerbsfähigkeit und wegen Alters bezogenen Gender Pension Gaps belaufen sich daher für die langjährig Versicherten auf nur noch rund 27 % (Westdeutschland) bzw. auf ca. 23 % (Ostdeutschland), sind also deutlich niedriger als die in Tabelle 1 ausgewiesenen Werte. Auch dieser dem Äquivalenzgedanken in der gesetzlichen Rentenversicherung geschuldete Nivellierungseffekt weist darauf hin,

¹⁹ Zum Teil eigene Berechnungen auf Basis von Deutsche Rentenversicherung Bund 2011, S. 175, S. 187 und S. 226, sowie Deutsche Rentenversicherung 2011, S. 50.

²⁰ Vgl. hierzu Künzler 2012, S. 355-360.

²¹ Vgl. in diesem Zusammenhang die Ausführungen in Riedmüller/Schmalreck 2011, S. 7-9.

²² Vgl. Flory 2011, S. 15.

²³ Eigene Berechnungen auf Basis von Deutsche Rentenversicherung 2011, S. 40-47.

dass die GPG-Suggestion einer unfairen Behandlung von Frauen im bundesdeutschen Alterssicherungssystem verfehlt ist. In diesem Zusammenhang erlaubt der Index auch deshalb keine wissenschaftlich fundierten Aussagen über eine tatsächliche Frauendiskriminierung im Hinblick auf ihre Alterssicherung, weil keine Normierungen nach dem früheren Arbeitsvolumen (Teilzeit- versus Vollzeittätigkeiten) oder auch nach dem Qualifikationsniveau von Frauen und Männern vorgenommen werden.

Unter Wohlfahrtsgesichtspunkten sollte bei einem sozialpolitisch gehaltvollen Index, der für sich beansprucht, Aussagen zur „Fairness von Einkommensperspektiven“ zu treffen, unbedingt das Haushalts(äquivalenz)einkommen als Wohlstandsmaßstab herangezogen werden. Aktuelle Studien zeigen, dass das Altersarmutsrisiko gerade bei alleinstehenden Älteren besonders hoch ist bzw. dass umgekehrt – wie oben bereits erwähnt – Paarhaushalte geringeren entsprechenden Risiken unterworfen sind.²⁴ Die neueren rentenpolitischen Reformüberlegungen – beispielsweise die Zuschussrente, bei der es zwischen den Ehepaaren eine Einkommensanrechnung geben soll²⁵ – offenbaren, dass vor dem Hintergrund der demografischen Entwicklung, eines sinkenden Rentenniveaus und eines allgemein steigenden Altersarmutsrisikos die Richtung eindeutig dahin geht, diesen Aspekt des gemeinsamen Wirtschaftens in einem Haushalt stärker als früher auch im Rentenrecht zu berücksichtigen. Die Grundsicherung für Ältere sieht bekanntlich ebenfalls eine Prüfung der Bedürftigkeit einer Bedarfsgemeinschaft im Haushaltskontext vor. Wenn ein Index einen sinnvollen Beitrag in dieser Debatte leisten soll, muss er auch diesen Aspekt mit berücksichtigen.

Im Folgenden werden verschiedene GPG-Berechnungen angestellt, um a) zu illustrieren, dass die Definition des GPG erheblichen Einfluss auf das Ergebnis hat, und um insbesondere b) den Übergang von einer individualistischen hin zu einer u. E. unter Wohlstandsgesichtspunkten angemesseneren Haushaltsbetrachtung und die entsprechende Ergebnissensitivität aufzuzeigen.

Folgende Alterseinkünfte sind den einzelnen GPG-Definitionen zugeordnet:

- Individueller GPG 1: Nur Altersrenten,
- individueller GPG 2: Altersrenten + Betriebsrenten + Private Renten,
- individueller GPG 3: Altersrenten + Betriebsrenten + Private Renten + Hinterbliebenenrenten,
- individueller GPG 4: Altersrenten + Betriebsrenten + Private Renten + Hinterbliebenenrenten + weitere Renten (wie z. B. Rentenzahlungen aus der gesetzlichen Unfallversicherung) sowie
- haushaltsbezogener GPG: Haushaltsnettoäquivalenzeinkommen²⁶.

Wie die unten stehenden Abbildungen 4 und 6 (auf der Datengrundlage des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) 2010) verdeutlichen, ergibt sich je nach Definition ein unterschiedlich hoher GPG. Für die Gruppe der 65-Jährigen und Älteren bewegt sich der Gap bei ausschließlicher Betrachtung der eigenständigen Renten bei 56,1 % (nur gesetzliche Altersrenten) bzw. bei 58,5 % (gesetzliche, betriebliche und private Renten). Er vermindert sich bei Einbezug auch der abgeleiteten (Hinterbliebenen-)Renten auf etwa 43 %. Derartige Größenordnungen wurden auch in anderen Studien zum GPG für Deutschland ermittelt.²⁷

Geht man von der individuellen zur haushaltsbezogenen Gap-Betrachtung über, beträgt die Lücke nur noch 13,6 %. Für die Gruppe der 65-69-Jährigen liegt der Gap auf der Haushaltsebene sogar bei lediglich etwas über 10 % (siehe hierzu die folgende Abbildung 4).

²⁴ Vgl. Bundesregierung 2011b, S. 11.

²⁵ Vgl. hierzu etwa Gunkel 2011.

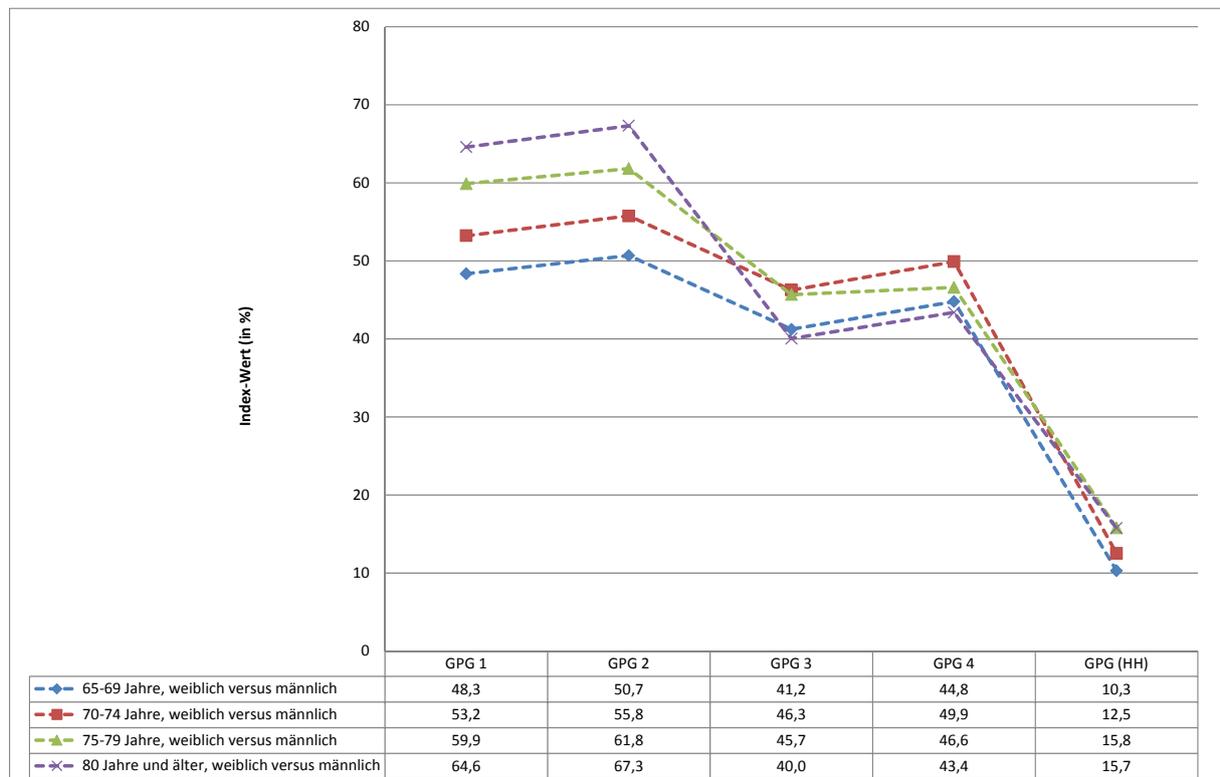
²⁶ Zugrunde gelegt wird die neue OECD-Äquivalenzskala (erste Person im Haushalt: 1,0, weitere Haushaltsmitglieder ab 15 Jahren: 0,5 und weitere Haushaltsmitglieder bis 15 Jahre: 0,3; siehe <http://www.oecd.org/dataoecd/61/52/35411111.pdf>, Zugriff am 15.05.2012).

²⁷ Vgl. Flory 2011, S. 12-13 und S. 23.

Bei dem haushaltsbezogenen sowie bei den individuellen Gaps 1 und 2 ergibt sich gemäß Abbildung 4 (tendenziell) ein Anstieg der Gender-Lücke mit steigendem Alter; bei den individuellen Gaps 3 und 4 wird hingegen nach einem Anstieg des Wertes von der jüngsten zur zweitjüngsten Altersgruppe in den folgenden Altersklassen jeweils ein Rückgang der Lücke evident, was insbesondere auf die Berücksichtigung der Hinterbliebenenrenten in diesen Gap-Definitionen zurückzuführen ist, welche in den oberen Altersklassen zunehmend bedeutsam werden und dort im Geschlechterverhältnis nivellierend wirken.

Die Tatsache, dass Frauen im Hinblick auf ihre Absicherung im Rahmen der betrieblichen Vorsorge gegenüber Männern benachteiligt sind, weil sie seltener in großen Unternehmen arbeiten,²⁸ die großzügige (bzw. überhaupt) Betriebsrenten gewähren,²⁹ wird immerhin von dem GPG-Index widerspiegelt, denn er erhöht sich durch den Einbezug der Alterseinkommen aus der zweiten und dritten Säule (vgl. GPG 1 versus GPG 2 in Abbildung 4). Allerdings ist auch hier zu berücksichtigen, dass bei bestimmten Alterseinkunftsarten wie z. B. bei den Erträgen aus Wertpapieren, aber auch bei den Zahlungen aus privaten Lebens- bzw. Rentenversicherungen die durch den GPG-Indikator vorgenommene individuelle Zuordnung derartiger Einkünfte konzeptionell fragwürdig ist. Auch diese Einkünfte sind letztlich das Ergebnis partnerschaftlicher Entscheidungen in der Erwerbs- bzw. Vorruhestandsphase. Wer von den beiden Eheleuten mit Kindern die Kinderzulagen im Rahmen der Riester-Förderung gutgeschrieben bekommt, ist beispielsweise das Ergebnis einer Entscheidung im Haushaltskontext. Es sind zwar in der Regel die Frauen, denen diese Zulagen gutgeschrieben werden – die Entscheidung hierfür treffen aber die Männer typischerweise mit.

Abbildung 4: Verschiedene Gender Pension Gaps SOEP 2010



Quelle: Eigene Berechnungen

²⁸ Vgl. Kohaut/Möller 2009, S. 4.

²⁹ Vgl. beispielhaft Esser/Dietrich 2004, S. 4.

4.4 Mehrdimensionale Betrachtung

4.4.1 Alternative Indikatoren

Überdies ist – wie oben bereits angedeutet – in verteilungsbezogenen Diskussionen der ausschließliche Bezug auf einen Lageparameter wie das arithmetische Mittel methodisch zu verengend. Mindestens noch die Streuung (Varianz) der Alterseinkünfte beider Geschlechter sollte berücksichtigt werden, um die Größe der Überschneidungsbereiche in der Höhe der Alterseinkünfte beider Geschlechter (etwa in der Differenzierung nach Alterskohorten) abschätzen zu können. Dies erscheint im Rahmen einer umfassenden Beurteilung der Wohlstandspositionen beider Geschlechter sinnvoll. In diesem Kontext ist darauf hinzuweisen, dass im Rahmen der Offenen Methode der Koordinierung (OMK) bereits derartige Indikatoren auch in Geschlechterdifferenzierung vorgesehen sind.³⁰ Der GPG-Index stellt gegenüber dem vorhandenen Indikatoren-Set auf europäischer Ebene einen Rückschritt dar, da durch ihn geschlechterbezogene Wohlstandsunterschiede lediglich eindimensional erfasst werden.

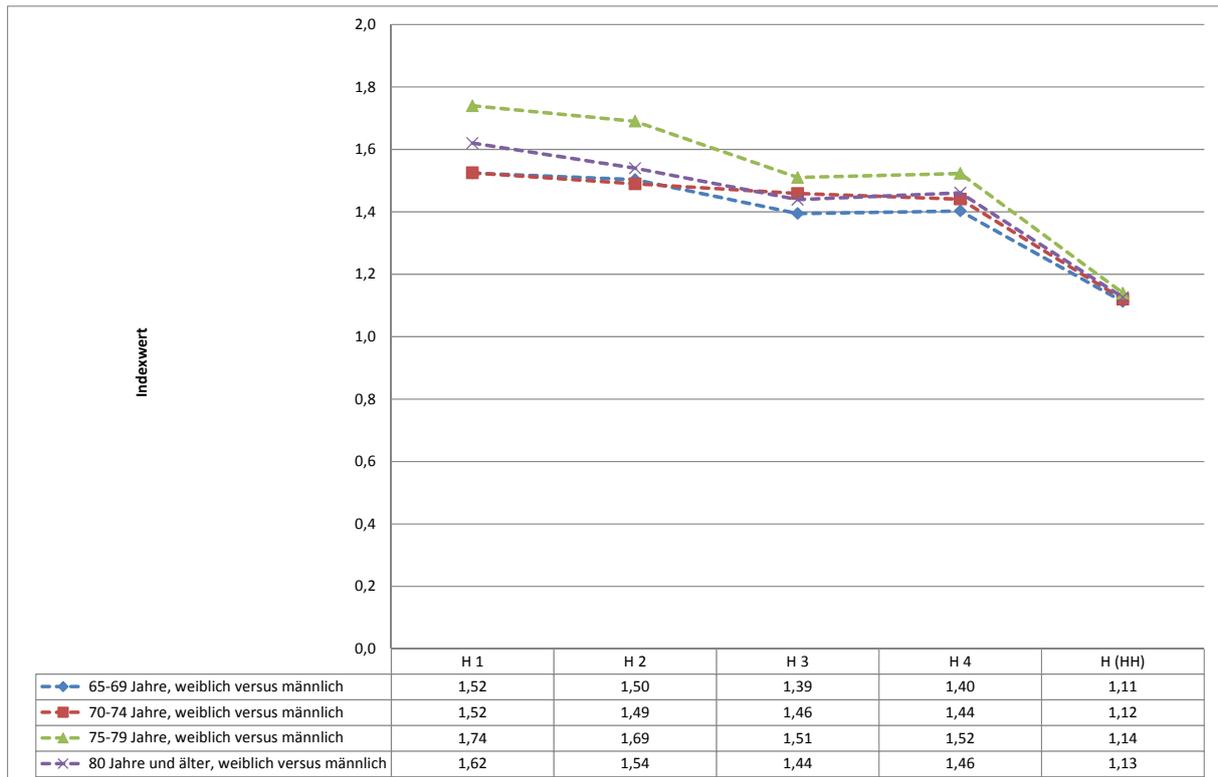
Die nachstehende Abbildung 5 bezieht sich auf einen fallzahlenbezogenen, geschlechterdifferenzierten Indikator. Es erfolgte insofern eine Erweiterung der rein wertbezogenen Betrachtungen, als für die in diesem Papier unterschiedenen Personengruppen jeweils die relative Häufigkeit für diejenigen gemessen wurde, deren jeweiliges Alterseinkommen unterhalb des Durchschnittswertes der als „privilegiert“ unterstellten Merkmalsausprägung liegt (im Sinne einer „Headcount ratio“). Diese Berechnungen wurden separat für die Merkmalsausprägungen „weiblich“ versus „männlich“ durchgeführt, und aus den jeweiligen Quoten wurde anschließend eine Relation gebildet. Beispielsweise zeigte sich in der Gruppe der weiblichen 65-69-Jährigen, dass 89,3 % dieser Personen ein geringeres Alterseinkommen 1 (= nur Altersrenten) bezogen im Vergleich zum korrespondierenden Durchschnittswert für die 65-69-jährigen Männer. Bei den 65-69-jährigen Männern traf dieses nur auf 58,6 % zu, so dass die Relation aus beiden Häufigkeitswerten sich auf 1,52 belief. Mit anderen Worten: In relativer Sicht fielen rund eineinhalb Mal so viele Frauen unter den betreffenden Schwellenwert als Männer.

Je stärker dieser Wert oberhalb von Eins liegt, umso größer ist die fallzahlbezogene „Benachteiligung“ der per Definition subordinierten Gruppe. Demgegenüber zeigt ein Wert kleiner Eins an, dass die scheinbar benachteiligte Gruppe faktisch einen Vorteil aufweist (in fallzahlbezogener Sicht).

Verglichen mit den wertbezogenen GPG-Werten der Abbildung 4, geht auch aus Abbildung 5 hervor, dass der sukzessive Übergang zu umfassender definierten individuellen Alterseinkünften in allen Altersgruppen rückläufige Indexwerte hervorruft und dass weiterhin die haushaltsbezogenen Indexwerte deutlich unter den individuellen liegen. Allerdings ist die Rangfolge der einzelnen Altersklassen in Abbildung 5 zum Teil unterschiedlich zu der in Abbildung 4 dargelegten Rangordnung, was das Argument von der Notwendigkeit einer mehrdimensionalen Wohlstandsbetrachtung verstärkt.

³⁰ Genannt werden können beispielsweise folgende Indikatoren: „At-risk-of poverty rate“ (Indikatoren SI-P1 und SI-S1), „Persistent at-risk of poverty rate“ (Indikator SI-P2), „Population living in jobless households“ (Indikatoren 5 und SI-P5), „Poverty risk by household type“ (Indikator SI-S1a), „Poverty risk by the work intensity of households“ (Indikator SI-S1b), „Poverty risk by most frequent activity status“ (Indikator SI-S1c), „Poverty risk by accommodation tenure status“ (Indikator SI-S1d), „Dispersion around the at-risk-of-poverty threshold“ (Indikator SI-S1e), „At-risk-of-poverty rate of older people“ (Indikatoren PN-P1 und PN-S1), „Median relative income of elderly people“ (Indikatoren PN-P2 und PN-S2), „Aggregate replacement ratio“ (Indikatoren 7b, PN-P3 und PN-S3), „Risk of poverty of pensioners“ (Indikator PN-S6) oder „At-risk-of-poverty rate anchored at a fixed moment in time (2005)“ (Indikator 9). Vgl. European Commission 2008, S. 6-33.

Abbildung 5: Verschiedene geschlechterbezogene Headcount-ratio-Indizes (H) SOEP 2010



Quelle: Eigene Berechnungen

4.4.2 Alternative Variablen

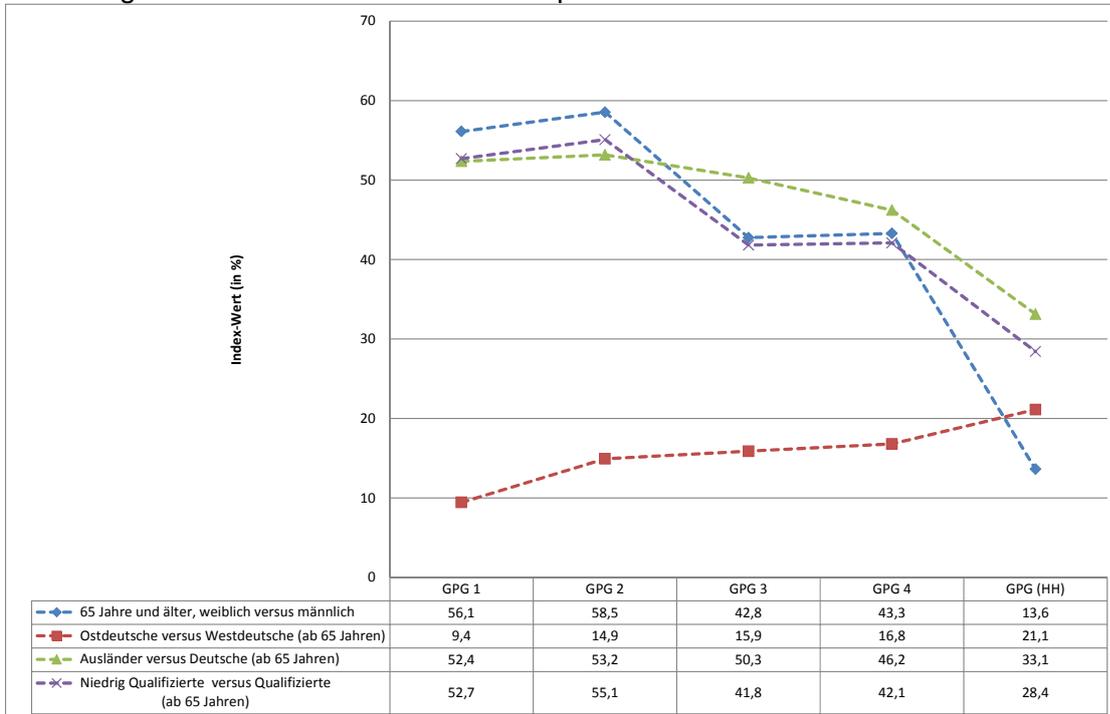
Grundsätzlich ist des Weiteren zu fragen, ob die im Zusammenhang mit dem GPG vorgenommene sozialpolitische Verengung auf die Geschlechterfrage angemessen ist, da möglicherweise andere sozialpolitisch relevante Merkmale (Migration, Bildung, aber auch z. B. regionale Wirtschaftskraft und dergleichen) im Hinblick auf „faire Einkommenschancen“ und – daraus resultierend – Alterseinkünfte mindestens ebenso relevant und in ihrer Dynamik wesentlich prekärer sind.

In den folgenden eigenen empirischen Analysen (erneut auf Basis des SOEP 2010) werden daher weitere soziodemografische Merkmale genutzt. Im Einzelnen werden neben dem Geschlecht als Merkmale verwendet: die Nationalität mit den Ausprägungen „deutsch“ und „nichtdeutsch“, das Qualifikationsniveau mit den Ausprägungen „gering qualifiziert“ (d. h. maximal Hauptschulabschluss) versus „qualifiziert“ (höherer Bildungsabschluss als Hauptschulabschluss) sowie der Wohnort mit den Ausprägungen „Ostdeutschland“ versus „Westdeutschland“. Im Sinne der hier verwendeten „Gap-Philosophie“ ist es notwendig, eine der beiden jeweiligen Merkmalsausprägungen als „dominant“ und die andere als „subordiniert“ zu kennzeichnen. Beim Geschlecht wird bekanntlich die Ausprägung „weiblich“ als „subordiniert“ definiert, bei der Nationalität gilt dies nachfolgend – auch hier definitionsgemäß – für „nichtdeutsch“, beim Qualifikationsniveau für „gering qualifiziert“ und beim Wohnort für „Ostdeutschland“.

Verwendet man die genannten, über das Geschlecht hinausgehenden sozialstrukturellen Variablen (jeweils für die Altersklasse 65 Jahre und älter), zeigt sich in Abbildung 6, dass der Wohnort zwar auf der individuellen Ebene geringere Gaps als das Geschlecht erzeugt, nicht aber auf der unter Wohlstandsgesichtspunkten relevanten Haushaltsebene. Beim Qualifikationsniveau und der Staatsangehörigkeit übertreffen die betreffenden Gaps auf der Haushaltsebene, aber auch zum Teil auf der individuellen Ebene die Gender Pension Gaps. Dies

deutet auf die (größere) Relevanz von über das Geschlecht hinausgehenden sozialen Differenzierungskriterien hin.

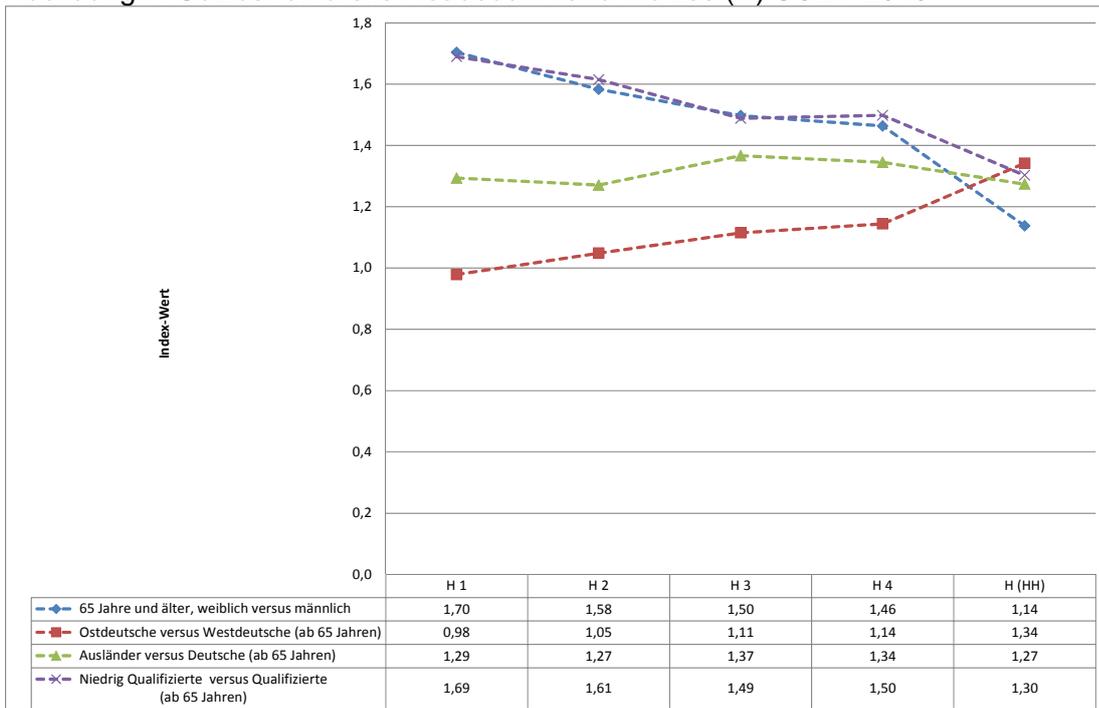
Abbildung 6: Soziostrukturelle Pension Gaps SOEP 2010



Quelle: Eigene Berechnungen

Die vorstehend dargelegten Zusammenhänge werden auf der qualitativen Ebene auch bei Betrachtung der Headcount-ratio-Indizes in Abbildung 7 weitgehend sichtbar.

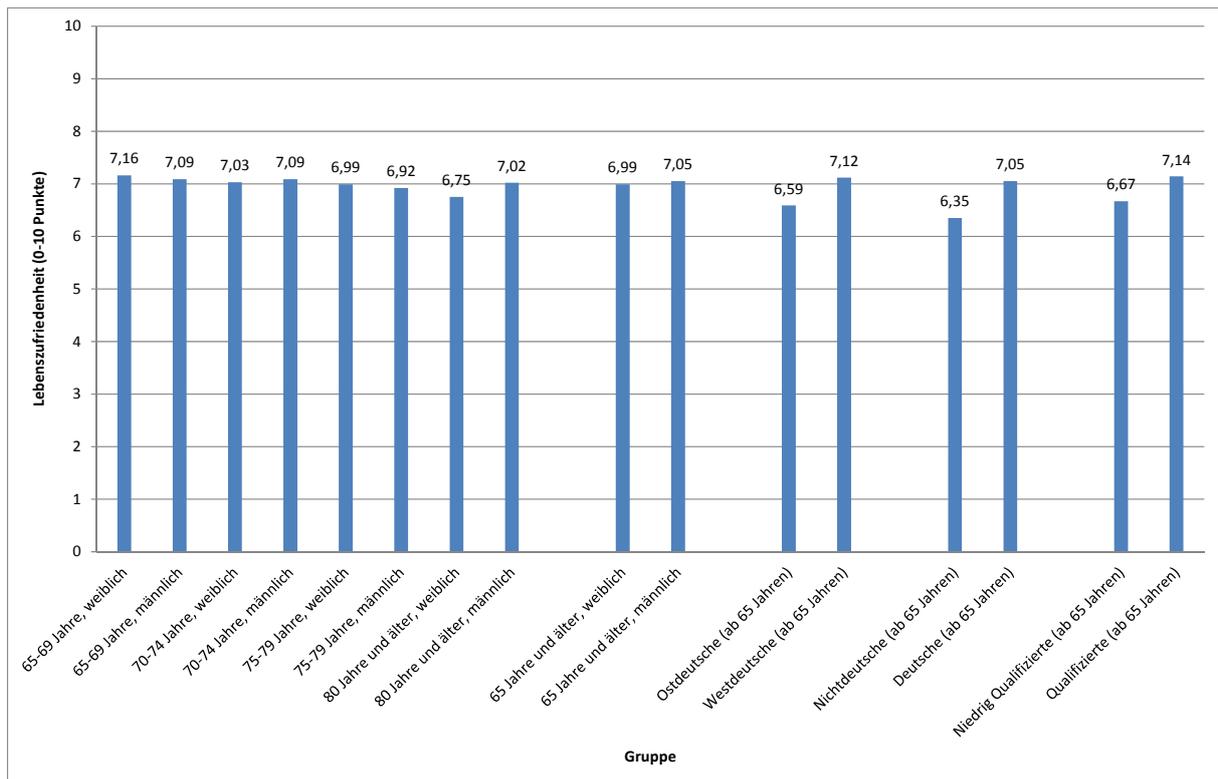
Abbildung 7: Soziostrukturelle Headcount-ratio-Indizes (H) SOEP 2010



Quelle: Eigene Berechnungen

Abbildung 8 verdeutlicht ergänzend, dass die durchschnittlichen Lebenszufriedenheiten nach den Kriterien Wohnort und Qualifikation zwischen den jeweiligen Merkmalsausprägungen wesentlich ungleichmäßiger verteilt sind als nach dem Kriterium Geschlecht. Dies kann als Hinweis gewertet werden, dass sich die (auch) aus dem jeweiligen materiellen Wohlergehen ergebenden individuellen Nutzenniveaus zwischen den Geschlechtern nicht derart stark voneinander unterscheiden, wie dies bei den anderen betrachteten soziodemografischen Kriterien der Fall ist. So beträgt die (mittlere) Lebenszufriedenheits-Differenz zwischen Ost- und Westdeutschland bzw. zwischen gering Qualifizierten und Qualifizierten jeweils ungefähr einen halben Punkt und zwischen Nichtdeutschen und Deutschen sogar fast 0,7 Punkte, während die geschlechterbezogene Differenz zwischen Frauen und Männern im Alter von 65 Lebensjahren und darüber lediglich -0,06 Punkte ausmacht. In den Gruppen der 65-69-Jährigen und der 75-79-Jährigen sind sogar die durchschnittlichen Lebenszufriedenheits-Werte der Frauen (etwas) höher als die der Männer. Mithin wird auch anhand von Abbildung 8 deutlich, dass die Gender-Fragestellung offenkundig von anderen sozialpolitischen Aspekten überlagert bzw. dominiert wird.

Abbildung 8: Durchschnittliche Lebenszufriedenheiten verschiedener sozialer Gruppen (ab 65 Jahren) nach Geschlecht, Wohnort, Staatsangehörigkeit und Qualifikation SOEP 2010



Quelle: Eigene Berechnungen

5. Schlussbetrachtung

Die in diesem Diskussionspapier angeführten inhaltlichen Kritikpunkte und methodischen Mängel des GPG-Indexes lassen diesen in einem sehr kritischen Licht erscheinen. Auch durch eigene empirische Analysen gestützt, schlagen wir vor, von diesem Index als Indikator zur Beurteilung von fairen Einkommensperspektiven von Männern und Frauen im Lebensverlauf Abstand zu nehmen. Es erscheinen methodische Erweiterungen hin zu einem haushaltsbezogenen Einkommensverhältnis zuzüglich fallzahlbasierter, geschlechterdifferenzierter Wohlstandsuntersuchungen indiziert (Letzteres in methodischer Anlehnung an die „Headcount-ratio-Konzeption“ im Armutszusammenhang).

Eine geschlechterbezogene Wohlstandsanalyse für das Alter sollte zudem eingebettet sein in ein umfassendes Indikatorsystem, wie es z. B. durch die OMK vorgegeben ist. In diesem Zusammenhang erscheint es unabdingbar, die entsprechenden Betrachtungen zum einen durch Kohortenanalysen zu untermauern, um auf diese Weise u. a. gesellschaftliche Entwicklungen im Zeitablauf zu erfassen. Zum anderen sind über das Geschlecht hinausgehende Differenzierungen – etwa nach Bildung und nach Staatsangehörigkeit – sinnvoll, um auf diese Weise wohlstandsbezogene Aussagen zum Geschlechterverhältnis relativierend und damit mit höherem wissenschaftlichen Bedeutungsinhalt und größerer sozialpolitischer Relevanz treffen zu können.

Literaturverzeichnis

Ammermüller, A./Weber, A. M. (2005): Educational Attainment and Return to Education in Germany. An Analysis by Subject of Degree, Gender and Region, ZEW-Diskussionspapier Nr. 05-17, Mannheim.

Bundesagentur für Arbeit (2012): Arbeitsmarkt in Zahlen, Monats-/Jahreszahlen: Arbeitslosigkeit im Zeitverlauf, Nürnberg (März 2012).

Bundesministerium für Arbeit und Soziales (BMAS; 2008): Lebenslagen in Deutschland. Der 3. Armuts- und Reichtumsbericht der Bundesregierung, Berlin.

Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (BMFSFJ; 2011): Biografiemuster und Alterseinkommensperspektiven von Frauen, Berlin.

Bundesregierung (2011a): Erster Gleichstellungsbericht, Neue Wege – Gleiche Chancen Gleichstellung von Frauen und Männern im Lebensverlauf, BT-Drucksache 17/6240 vom 16.06.2011.

Bundesregierung (2011b): Antwort der Bundesregierung auf die Große Anfrage der Fraktion Bündnis 90/Die Grünen zur Altersarmut in Deutschland, BT-Drucksache 17/6317 vom 29.06.2011.

Choi, J. (2006): The Role of Derived Rights for Old-age Income Security of Women, OECD Social, Employment and Migration Working Papers 43, Paris.

Deutsche Rentenversicherung (2011): Rentenversicherung in Zahlen 2011, Berlin.

Deutsche Rentenversicherung Bund (2011): Rentenversicherung in Zeitreihen, Berlin.

Deutsches Institut für Altersvorsorge (DIA, 2010): Frauen und Altersvorsorge. Auswirkungen ökonomischen Verhaltens auf Finanzstatus und Verhalten im Alltag, Online-Studie vom 24./27.10.2010: <http://www.dia-vorsorge.de/files/dia-frauen.pdf> (Zugriff am 15.05.2012).

Esser, J./Dietrich, S. C. (2004): Abschlussbericht des Forschungsvorhabens Metall- und Elektroindustrie: Zustand und Entwicklung der betrieblichen Altersvorsorge, gefördert von der Hans-Böckler-Stiftung, Frankfurt am Main.

European Commission (2008): Portfolio of Overarching Indicators and Streamlined Social Inclusion, Pensions, and Health Portfolios, April 2008 Update, Brüssel.

Faik, J./Köhler-Rama, T. (2011): Frauen in der gesetzlichen Rentenversicherung, in: Wirtschaftsdienst, Jg. 91, Heft 1-2011, S. 61-67.

Flory, J. (2011): Gender Pension Gap. Entwicklung eines Indikators für faire Einkommensperspektiven von Frauen und Männern. Eine Untersuchung des Fraunhofer-Instituts für Angewandte Informationstechnik (FIT) für das Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, St. Augustin.

Fraunhofer Institut für Angewandte Informationstechnik (FIT; 2012): Prognose Gender Pension Gap 2020, Sankt Augustin.

Goebel, J./Grabka, M. M. (2011a): Entwicklung der Altersarmut in Deutschland, SOEPpaper 378, Berlin.

Goebel, J./Grabka, M. M. (2011b): Zur Entwicklung der Altersarmut in Deutschland, DIW-Wochenbericht 25/2011, S. 3-16.

Gunkel, A. (2011): Regierungsdialog Rente: Zuschuss-Rente und Kombi-Rente, 7. aktuelles Presseseminar der Deutschen Rentenversicherung Bund 26. und 27. Oktober 2011 in Würzburg; online verfügbar unter: http://www.deutsche-rentenversicherung-bund.de/cae/servlet/contentblob/152002/publicationFile/24563/datei_rede_gunkel.pdf;jsessionid=2FD7B70C7C040F852036249EC273F621.cae02 (Zugriff am 15.05.2012).

Kohaut, S./Möller, I. (2009): Vereinbarungen zur Chancengleichheit: Kaum Fortschritte bei der betrieblichen Förderung, IAB-Kurzbericht 26/2009.

Künzler, I. (2012): Die gesicherten Risiken, in: Eichenhofer, E./Rische, H./Schmähl, W. (Hrsg.): Handbuch der gesetzlichen Rentenversicherung SGB VI, 2. Auflage, Köln, S. 337-360.

Rasner, A. (2005): How to close the gender pension gap in Germany, Terry Sanford Institute of Public Policy, Duke University, April 2005.

Rasner, A. (2006): Mind the Gap! Einbeziehung internationaler Benchmarks bei der Beurteilung der geschlechtsspezifischen Rentenlücke in Deutschland, in: Deutsche Rentenversicherung, Jg. 61, Heft 11-12/2006, S. 737-754.

Riedmüller, B./Schmalreck, U. (2011): Eigenständige Alterssicherung von Frauen. Bestandsaufnahme und Handlungsbedarf, Expertise im Auftrag der Abteilung Wirtschafts- und Sozialpolitik der Friedrich-Ebert-Stiftung, Bonn.

Statistisches Bundesamt (2012): Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen 2006-2011, Wiesbaden.

Folgende FaMa-Diskussionspapiere sind bisher erschienen (Stand: 15.05.2012):

FaMa-Diskussionspapier 1/2009: Is the Overall German Personal Income Distribution Constant or Variable over Time? Cross-section Analyses for Germany 1969-2003 (Jürgen Faik).

FaMa-Diskussionspapier 2/2009: Alternative Verfahren zur Messung von Armut: Ganzheitliche Methode versus Zerlegungsansatz (Jürgen Faik).

FaMa-Diskussionspapier 3/2009: Zur Frage der Rentenanpassung: Probleme und Lösungsansätze (Jürgen Faik/Tim Köhler-Rama).

FaMa-Diskussionspapier 4/2009: Subjektive und objektive Lebenslagen von Arbeitslosen (Jürgen Faik/Jens Becker) [auch erschienen in den SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin als #255 (2009)].

FaMa-Diskussionspapier 5/2009: Wohlstandspolarisierung, Verteilungskonflikte und Ungleichheitswahrnehmungen in Deutschland (Jürgen Faik/Jens Becker) [auch erschienen in den SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin als #256 (2009)].

FaMa-Diskussionspapier 1/2010: Methodical Settings in Analyses of the Income Distribution – Some Simple Mathematical Comments (Jürgen Faik).

FaMa-Diskussionspapier 2/2010: Wege zur aufenthaltsrechtlichen Legalisierung in Deutschland – Eine Analyse auf der Grundlage narrativer Interviews (Türkân Kanbıçak).

FaMa-Diskussionspapier 3/2010: Ausgabenanalysen für Deutschland und Niedersachsen – Berechnungsergebnisse auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 2003 (Uwe Fachinger/Jürgen Faik) [auch erschienen als ZAG-Paper 4-2010 der Universität Vechta].

FaMa-Diskussionspapier 4/2010: Socio-Demography and Income Inequality – An Overview (Jürgen Faik).

FaMa-Diskussionspapier 5/2010: Reichtumsberichterstattung in Deutschland – Einige konzeptionelle Anmerkungen (Jürgen Faik/Hans-Christian Mager).

FaMa-Diskussionspapier 6/2010: The Influence of Income-Dependent Equivalence Scales on Income Inequality – An Empirical Analysis for Germany since 1993 (Jürgen Faik).

FaMa-Diskussionspapier 1/2011: A Behaviouristic Approach for Measuring Poverty: The Decomposition Approach – Empirical Illustrations for Germany 1995-2009 (Jürgen Faik) [auch erschienen in den SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin als #383 (2011)].

FaMa-Diskussionspapier 2/2011: A New Framework of Measuring Inequality: Variable Equivalence Scales and Group-Specific Well-Being Limits – Sensitivity Findings for German Personal Income Distribution 1995-2009 (Jürgen Faik) [auch erschienen in den SOEPPapers on Multidisciplinary Panel Data Research des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin als #401 (2011) und als ECINEQ-Diskussionspapier WP 219/2011].

FaMa-Diskussionspapier 3/2011: Did the Economic Crisis Affect Income Inequality and Poverty in Germany? SOEP-Based Analyses, 2002-2009 (Jürgen Faik) [auch erschienen in den SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin als #450 (2012) und als ECINEQ-Diskussionspaper WP 255/2012].

FaMa-Diskussionspapier 1/2012: Variable Equivalence Scales and German Income Inequality, 1992-2009 (SOEP) (Jürgen Faik).

FaMa-Diskussionspapier 2/2012: A New Pension Adjustment Formula for Germany – Distributional Sensitivity Results (Jürgen Faik).

FaMa-Diskussionspapier 3/2012: Der Gender Pension Gap – Eine kritische Betrachtung (Jürgen Faik/Tim Köhler-Rama).

Alle vorgenannten Diskussionspapiere stehen unter <http://www.fama-nfs.de> zum Download als PDF-Files zur Verfügung.



Nikolausstraße 10
D-65936 Frankfurt/Main
<http://www.fama-nfs.de>
info@fama-nfs.de
Tel. +49(0)69-34409710
Fax: +49(0)69-34409714