

# Die Wirkung unterschiedlicher Biografiemerkmale auf den Gender Pension Gap

# Die Wirkung unterschiedlicher Biografiemerkmale auf den Gender Pension Gap

Eine Untersuchung des

Fraunhofer-Instituts für Angewandte Informationstechnik (FIT)

im Auftrag des

Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend

verfasst von:

Judith Flory, Carsten Hänisch, Jonas Klos

Stand: April 2013

# Inhalt

<b>Kurzfassung.....</b>	<b>4</b>
<b>1 Einleitung .....</b>	<b>6</b>
<b>2 Der Gender Pension Gap einzelner Säulen des Alterssicherungssystems .....</b>	<b>8</b>
2.1 Der Gender Pension Gap nach Art der Vorsorge.....	9
2.2 Der Gender Pension Gap nach Art der Vorsorge für 65- bis unter 70-Jährige.....	13
<b>3 Die Methode der Oaxaca-Blinder-Dekomposition.....</b>	<b>17</b>
3.1 Einfluss biografischer Charakteristika auf die Höhe der eigenen Altersbezüge.....	18
3.2 Oaxaca-Blinder-Dekomposition der geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Höhe der eigenen Altersbezüge in erklärte und unerklärte Komponente .....	19
3.3 Wahl eines „unterschiedsfreien“ Ertrags für die Oaxaca-Blinder-Dekomposition .....	21
3.4 Unerklärte Dekompositionskomponente und Hinweise auf Ungleichbehandlung.....	22
<b>4 Ergebnisse der Oaxaca-Blinder-Dekomposition .....</b>	<b>25</b>
4.1 Höhe der eigenen Alterseinkünfte und biografische Merkmale mit Eingang in die Dekompositionsanalyse .....	25
4.2 Annahmen und Schätzmethodik .....	32
4.3 Dekompositionsanalyse: Ergebnisse für die jüngste Kohorte der 65- bis unter 70-Jährigen .....	34
4.3.1 Der erklärte Teil des Gender Pension Gap.....	34
4.3.2 Der unerklärte Teil des Gender Pension Gap.....	41
<b>5 Zusammenfassung und Ausblick .....</b>	<b>46</b>
<b>6 Bibliografie .....</b>	<b>50</b>

## Kurzfassung

Im Jahr 2011 hat das Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (BMFSFJ) den sogenannten Gender Pension Gap (GPG) zur Erfassung der relativen Lücke zwischen den durchschnittlichen eigenen Alterssicherungsleistungen von Frauen gegenüber denen von Männern eingeführt. Der Gap betrug für das Jahr 2007 rund 60 Prozent, aktuell für Daten des Jahres 2011 beträgt der Gap 57,2 Prozent. Das heißt, Frauen in Deutschland beziehen um fast 60 Prozent geringere eigene Alterssicherungsleistungen als Männer.

Folglich stellt sich die Frage, wie sich persönliche und im Parkontext gemeinsam getroffene Entscheidungen im Lebens- und Erwerbsverlauf und damit auf die Alterssicherung von Frauen und Männern auswirken. Die Ergebnisse können dazu dienen Ursachen für den Gender Pension Gap zu identifizieren und Anhaltspunkte für eine Verringerung des Gender Pension Gap zu erarbeiten. Aussagen über die Versorgungslage im Alter sind nicht Analysegegenstand.

Die vorliegende Untersuchung hat auf Basis der Daten zur Alterssicherung in Deutschland (ASID) 2007 eine Oaxaca-Blinder-Dekompositionsanalyse vorgenommen, die den Gender Pension Gap in einen erklärten und einen unerklärten Teil unterteilt. Der erklärte Teil des Gap lässt sich auf Unterschiede in Ausstattungen zwischen Frauen und Männern zurückführen, zum Beispiel auf eine unterschiedliche Zahl durchschnittlicher Erwerbsjahre. Der unerklärte Teil kann nicht durch solche Unterschiede in den Merkmalen der persönlichen Biografien, sogenannter Ausstattungsmerkmale, von Frauen und Männern erklärt werden.

Untersucht wurden Frauen und Männer mit eigenen Alterssicherungsleistungen im Alter zwischen 65 und bis unter 70 Jahren. Die Lebensverläufe dieser jüngsten Rentnerkohorte ähneln denen zukünftiger Rentner bereits deutlich stärker als den Biografien älterer Kohorten.

- Der erklärte Teil des Gender Pension Gap beträgt für die jüngste Rentnerkohorte knapp 30 Prozent, während die verbleibenden 70 Prozent nicht durch Ausstattungsmerkmale erklärt werden können.
- Zwei wesentliche Faktoren in denen sich die Biografien von Frauen und Männer unterscheiden und so zum Gender Pension Gap beitragen sind die Ausstattungsmerkmale Anzahl der Erwerbsjahre und Bildung.
- Frauen der jüngsten Rentnerkohorte verfügen über deutlich weniger Erwerbsjahre als Männer. Dies begründet rund 70 Prozent des erklären Teils des Gap.

- Die durchschnittlich bessere Bildung der Männer der jüngsten Rentnerkohorte trägt substantiell zur Höhe des erklärten Teils des Gap bei. Da die Frauen dieser Altersgruppe im Schnitt über geringere Qualifikationen als die Männer verfügen, macht dies mehr als 20 Prozent des erklärten Teils des Gap aus.

Mit anderen Worten, würden die beschriebenen Unterschiede in den Biografien von Frauen und Männern nicht bestehen, würde der erklärte Teil des Gap entsprechend reduziert. Zudem würde in der vorgenommenen Analyse der unerklärte Teil deutlich geringer ausfallen, wenn die beschriebenen Ausstattungsdifferenzen nicht vorlägen.

Der unerklärte Teil zeigt, dass ein grundlegender – aber nicht durch Ausstattung erklärbarer – Unterschied beim Erwerb von Alterssicherungsansprüchen zwischen Frauen und Männern zu finden ist, der zum Gender Pension Gap beiträgt. Dieser unerklärte Anteil ist allerdings auch auf die begrenzten Informationen, die in den Daten der ASID 2007 verfügbar sind, zurückzuführen. Beispielsweise konnte eine Unterscheidung von Tätigkeit in Teilzeit versus Vollzeitbeschäftigung nicht in die Analyse einbezogen werden. Auch Informationen zur Höhe des Einkommens aus Erwerbstätigkeit während der Erwerbszeiten liegen nicht in den Daten vor. Folglich verbietet sich die Interpretation des unerklärten Teils des Gender Pension Gap als durch Diskriminierung verursacht.

# 1 Einleitung

Im Jahr 2011 hat das Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (BMFSFJ) den sogenannten Gender Pension Gap (GPG) zur Erfassung der relativen Lücke zwischen den durchschnittlichen eigenen Alterssicherungsleistungen von Frauen gegenüber den entsprechenden Bezügen von Männern definiert.<sup>1</sup> Eigene Alterssicherungsleistungen beinhalten hierbei alle eigenen Renten aus dem Drei-Säulen-System, das die gesetzliche, die betriebliche und die private Vorsorge umfasst. Die Berechnung des Gender Pension Gap erfolgte auf Grundlage der Daten zur Alterssicherung in Deutschland (ASID) 2007, betrachtet wurden alle Frauen und Männer im Alter von mindestens 65 Jahren. Der Gap betrug für das Jahr 2007 rund 60 Prozent. Aktuell errechnet sich auf Basis des Alterssicherungsberichts 2012, dem die Daten der ASID 2011 zu Grunde liegen, ein Gender Pension Gap von 57,2 Prozent (Ehler 2013).

Die vorliegende Studie<sup>2</sup> widmet sich der folgenden weiterführenden Fragestellung:

*Inwiefern schlagen sich Merkmale der persönlichen Biografien von Frauen und Männern in der geschlechtsspezifischen Lücke der durchschnittlichen eigenen Alterssicherung nieder und tragen dadurch zum Ausmaß dieses Gender Pension Gap bei?*

Die Ergebnisse dieser Studie können dazu dienen, Ursachen für den Gender Pension Gap zu identifizieren und Anhaltspunkte für eine Verringerung des Gender Pension Gap zu erarbeiten. Der Fokus der Untersuchung richtet sich dabei nicht auf die Fragestellung nach der Versorgungslage im Alter. Eine derartige Diskussion um die Sicherung eines ausreichenden Einkommens findet überwiegend im Familien- oder Paarkontext statt und muss sich folglich auf die Haushaltsebene beziehen. Beim Gender Pension Gap hingegen wird die Individualebene betrachtet.

Die Intention der Untersuchung liegt zudem darin, aufzuzeigen, wie sich persönliche und im Paarkontext gemeinsam getroffene Entscheidungen im Lebens- und Erwerbsverlauf und damit auf die Alterssicherung von Frauen und Männern auswirken. Die Auseinandersetzung mit Fragen der eigenen Alterssicherung tritt oftmals über den langen Zeitraum vor Erreichen des gesetzlichen Rentenalters in den Hintergrund. Im Vordergrund stehen Herausforderungen in überschaubareren kürzeren Zeiträumen. Allerdings ist gerade eine kontinuierlich betriebene Vorsorge entscheidend für die Akkumulation von Anwartschaften im Sicherungssystem. Die Problematik bereits heute eine ausreichend fun-

<sup>1</sup> BMFSFJ (2011), „Gender Pension Gap. Entwicklung eines Indikators für faire Einkommensperspektiven von Frauen und Männern“. Im Internet abrufbar unter: <http://www.bmfsfj.de/RedaktionBMFSFJ/Broschuerenstelle/Pdf-Anlagen/gender-pension-gap,property=pdf,bereich=bmfsfj,sprache=de,rwb=true.pdf>

<sup>2</sup> Für seine hilfreichen Anregungen danken wir Hr. Dr. Jürgen Ehler.

dierte Abschätzung der Auswirkungen eigener Entscheidungen auf die Höhe der Rente vorzunehmen, zeigt sich beispielsweise im Bereich des notwendigen Ausbaus einer ergänzenden privaten Vorsorge. Um eine verbesserte Informationsbasis über die Wirkungen von Entscheidungen im Lebensverlauf zu ermöglichen, befasst sich die vorliegende Untersuchung mit wesentlichen Einflussgrößen auf die geschlechtsspezifische Lücke in der Höhe der eigenen Alterssicherung.

Ein entsprechendes Verfahren zur Ermittlung der Faktoren, die Unterschiede in den Einkommenshöhen bewirken, sowie zur Abschätzung des jeweiligen Ausmaßes solcher Faktoren ist eine Dekompositionsanalyse. Eine Dekompositionsanalyse kann dazu verwendet werden die gesamte ermittelte geschlechtsspezifische Lücke in einen erklärten und einen unerklärten Teil zu separieren. Der erklärte Teil beinhaltet Ursachen für die Divergenz in der Höhe der durchschnittlichen eigenen Alterssicherungsleistungen von Frauen und Männern, die aus Unterschieden in den persönlichen Merkmalen von Lebensverläufen entstehen. Beispielsweise liegt ein solcher sogenannter Ausstattungsunterschied zwischen Frauen und Männern vor, wenn die durchschnittliche Zahl an Erwerbsjahren zwischen den Geschlechtern verschieden hoch ausfällt. In einem Rentensystem wie dem deutschen, das stark die Erwerbshistorie widerspiegelt, kann eine deutliche Differenz in der Höhe der eigenen Rente zwischen Frauen und Männern allein daraus resultieren, dass Frauen in einem geringeren Umfang einer Erwerbstätigkeit, sei es hinsichtlich der Wochenarbeitszeit oder der Anzahl der Erwerbsjahre, nachgegangen sind als Männer, weil sie beispielsweise ihre Erwerbsverläufe häufiger durch Phasen der Kindererziehung oder Pflege von Angehörigen unterbrochen haben. Nach Ermittlung der erklärenden Faktoren, die den Gap mit ausmachen, verbleibt ein unerklärter Teil des Gap, der sich nicht auf Ausstattungsunterschiede zurückführen lässt. Dieser entsteht aus Unterschieden zwischen den Erträgen für Männer und Frauen, mit denen ihre jeweiligen Ausstattungen vergütet werden. Erträge meint hier, wie stark die betrachteten Ausstattungsmerkmale rentensteigernd jeweils bei Frauen und Männern wirken.

Zunächst wird in Abschnitt 2 der Gender Pension Gap, der für das Jahr 2007 rund 60 Prozent für Deutschland betrug, für die einzelnen Säulen des Alterssicherungssystems vorgestellt. Diese deskriptive Betrachtung gibt eine Übersicht über die Unterschiede, die in den eigenen Sicherungsleistungen aus der gesetzlichen, der betrieblichen und der privaten Altersvorsorge zwischen Frauen und Männern bestehen. Abschnitt 3 gibt einen Überblick über die Methodik der Dekompositionsanalyse. Abschnitt 4 stellt die Ergebnisse der Oaxaca-Blinder-Dekomposition auf Grundlage der Daten der ASID 2007 dar, Abschnitt 5 fasst die Inhalte und Ergebnisse des Berichts zusammen.

## 2 Der Gender Pension Gap einzelner Säulen des Alterssicherungssystems

Generell lassen sich die verschiedenen Alterseinkommen in Deutschland in drei Säulen zusammenfassen. Die erste Säule umfasst Einkommen des gesetzlich verankerten Regelsicherungssystems, Säule zwei umfasst Zusatzsicherungssysteme der betrieblichen Altersvorsorge und Säule drei beinhaltet Leistungen aus privater Vorsorge.

Aufgrund der historischen Entwicklung des deutschen Rentensystems sind diese Säulen unterschiedlich stark im Vorsorgeportfolio der Bevölkerung vertreten. Säule eins, deren weitaus größter Bestandteil die gesetzliche Rentenversicherung darstellt, ist sowohl vom Verbreitungsgrad als auch vom Anteil am Alterssicherungseinkommen, die wichtigste Einkommensquelle im Alter.<sup>3</sup> Weitere wichtige Bestandteile der ersten Säule sind die Beamtenversorgung und Leistungen aus den berufsständischen Versorgungswerken.<sup>4</sup> Die Säulen zwei und drei hingegen können als ergänzende Sicherung klassifiziert werden, deren Ziel es ist, den Lebensstandard, der während der Erwerbstätigkeit bestand, nach Renteneintritt annähernd zu erhalten. Die Höhen der betrieblichen und privaten Renten fallen dementsprechend in der Regel niedriger aus als die im gesetzlichen Sicherungssystem erworbenen Bezüge.<sup>5</sup>

Differenzierte Daten zu Alterseinkommen aus den drei Säulen des Sicherungssystems bietet die Erhebung zur Alterssicherung in Deutschland (ASID). Bei der ASID handelt es sich um eine breit angelegte repräsentative Untersuchung, in deren Mittelpunkt die Einkommenssituation der älteren Bevölkerung steht. Die ASID wird seit 1986 im Abstand von etwa vier Jahren vom Münchner Institut TNS Infratest Sozialforschung im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Soziales durchgeführt. Sie liefert Informationen zur Art und Höhe von Einkommen auf der Personen- und Ehepartnerebene. Darüber hinaus sind Angaben zu persönlichen Charakteristika und zusammenfassende Informationen über den Lebenslauf der Alterseinkommensbezieher in den Daten enthalten. Die Ergebnisse der ASID bilden eine wichtige Grundlage für die regelmäßigen Alterssicherungsberichte der Bundesregierung.

Aufgrund der Ausrichtung der ASID auf die Einkommenslage älterer Personen, werden die Alterseinkünfte im Vergleich zu anderen Erhebungen, wie dem Sozioökonomischen Panel (SOEP) oder dem Mikrozensus, umfassender und differenzierter erfasst. Zudem sind nicht nur Personen in Privathaushalten son-

<sup>3</sup> Detaillierte Angaben zur nominellen Höhe der aus dem gesetzlichen Regelsicherungssystem bezogenen Leistungen finden sich im aktuellen Alterssicherungsbericht (BMAS 2012).

<sup>4</sup> Eine vollständige Übersicht findet sich in der BMFSFJ Studie zum Gender Pension Gap.

<sup>5</sup> Texte mit weiterführenden Informationen zum historischen und rechtlichen Kontext sind beispielsweise im Rahmen der Alterssicherungsberichte der Bundesregierung oder der ASID Studien verfügbar oder auch spezieller zum Thema Gender Pension Gap von Frommert und Strauß (2012) oder Ehler (2013).



den auch Heimbewohner in die Erhebung einbezogen. Dies ist von Interesse, da bei den ältesten Generationen der Heimbewohneranteil nicht vernachlässigbar ist. In den Daten enthalten ist sowohl die deutsche als auch die ausländische Bevölkerung. Grundlage für alle Berechnung im Rahmen des vorliegenden Berichts sind die Daten der ASID für 2007, das aktuellste Jahr für das von TNS Infratest publizierte Studienberichte vorliegen.<sup>6</sup>

Entsprechend der unterschiedlichen Relevanz der drei Säulen wird in Abschnitt 2.1 eine Aufgliederung der Alterseinkünfte nach dem Drei-Säulen-System vorgenommen. Dies ermöglicht einen Einblick in die unterschiedlichen Anteile an Frauen und Männern mit Bezug von eigenen Alterssicherungsleistungen in den verschiedenen Säulen. Betrachtet wird zunächst die Altersgruppe aller 65-Jährigen und Älteren, um eine bessere Verknüpfung mit den Ergebnissen des Gender Pension Gap zu ermöglichen. Anschließend wird die Untersuchungsgruppe auf die jüngste Kohorte der 65- bis 70-Jährigen beschränkt, da diese Altersgruppe im Fokus der Dekompositionsanalyse der Folgekapitel steht.

## 2.1 Der Gender Pension Gap nach Art der Vorsorge

Auf Grundlage der ASID 2007 werden zunächst die Anteile der Personen im Alter von 65 Jahren und älter betrachtet, die eigene Sicherungsleistungen aus einer der drei Säulen des Alterssicherungssystems beziehen.<sup>7</sup> Die Ergebnisse, die in Tabelle 1 zusammengestellt sind, geben einen Überblick darüber wie eigene Vorsorge innerhalb des Drei-Säulen-Systems von Frauen und Männern betrieben wird. Die Anteile sind sowohl für Deutschland insgesamt angegeben, als auch differenziert nach Ost und West.

<sup>6</sup> Die Daten der ASID 2007 sind derzeit noch nicht veröffentlicht. Die in diesem Bericht verwendeten Ergebnisse auf Grundlage der ASID 2007 basieren auf einer von TNS Infratest bereitgestellten Sonderauswertung.

<sup>7</sup> Im Rahmen dieser Studie werden generell unterschiedliche Zugangsarten oder –zeitpunkte bei den gesetzlichen Renten nicht berücksichtigt, da in den ASID Daten hierzu keine ausreichenden Angaben enthalten sind. Abgestellt wird generalisierend auf alle Personen ab 65 Jahren.

Tabelle 1: Anteil der Personen ab 65 Jahren mit eigenen Alterssicherungsleistungen aus dem Drei-Säulen-System in Prozent, ASID 2007<sup>8</sup>

	Männer			Frauen		
	West	Ost	Deutschland	West	Ost	Deutschland
<b>gesetzliches Regelsicherungssystem</b>	97,6	99,2	97,9	88,9	99,3	91,0
<b>Zusätzliche Sicherung</b>	43,7	7,0	36,8	17,2	5,2	14,9
darunter:						
<b>betrieblich</b>	-	-	34,8	-	-	13,8
<b>privat</b>	-	-	3,1	-	-	1,5
<b>Gesamte eigene Alterssicherung</b>	97,9	99,2	98,2	89,1	99,3	91,1

Quelle: Berechnung durch Fraunhofer FIT auf Grundlage einer Sonderauswertung der ASID 2007.

Bundesweit bezogen im Jahr 2007 über 90 Prozent der Frauen im Alter von 65 Jahren und älter Einkünfte aus der gesetzlichen Säule des Rentensystems. Bei den Männern lag der Anteil mit annähernd 98 Prozent erheblich höher.<sup>9</sup> Dieser Unterschied im Bezug eigener Renten aus der gesetzlichen Säule zwischen Frauen und Männer ergibt sich primär aus dem etwas niedrigeren Anteil von Frauen aus den alten Bundesländern mit eigenen Bezügen aus dem Gesetzlichen Rentenversicherungssystem. Dieser betrug lediglich 88,9 Prozent. In den neuen Bundesländern lag der Anteil der Frauen mit gesetzlicher Rente bei 99 Prozent und entsprach damit dem Anteil der Männer. Festhalten lässt sich also, dass bis auf die Frauen in den alten Bundesländern nahezu jeder Einwohner ab 65 Jahren über eine eigene gesetzliche Rente verfügt.

Im bundesweiten Vergleich der Renten aus der betrieblichen Säule übersteigt der Anteil an männlichen Beziehern den der weiblichen erheblich. Im Jahr 2007 erhielten rund 35 Prozent der Männer eine Betriebsrente im Gegensatz zu lediglich knapp 14 Prozent der Frauen. Die private zusätzliche Altersvorsorge ist wenig verbreitet. Etwa 3 Prozent der Männer in Deutschland verfügten 2007 über eine private Rente, während der Anteil bei Frauen bei 1,5 Prozent lag. Diese differenzierte Angabe der Anteile von Personen mit eigener Sicherung aus den Säulen zwei und drei ist nur auf Bundesebene möglich. Eine Unterscheidung nach Ost und West kann aufgrund der geringen Fallzahlen mit Angaben zu eigenen privaten Renten, die für Personen aus den neuen Bundesländern vorliegen, nicht vorgenommen werden.

Fasst man allerdings diese beiden Säulen aus der Kategorie Zusatzvorsorge jeweils für die alten und neuen Länder zusammen, so lässt sich ein klarer Schwerpunkt des Bezugs von eigenen Leistungen aus betrieblicher oder priva-

<sup>8</sup> Aufgrund der teilweise zu geringen Fallzahl können keine statistisch gesicherten Werte getrennt für Ost und West für die betriebliche und private Vorsorge ausgewiesen werden.

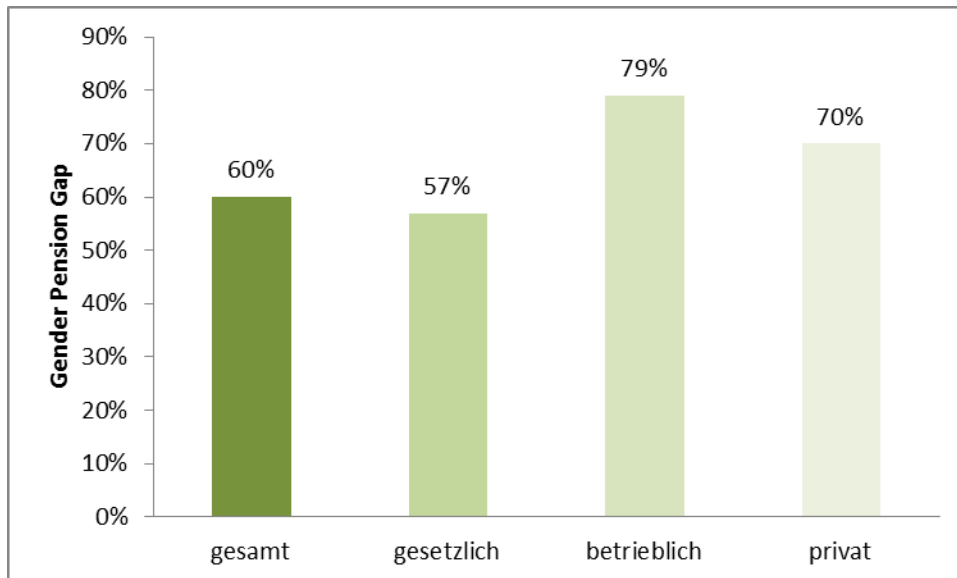
<sup>9</sup> Aufgrund der Datenverfügbarkeit zum Zeitpunkt der vorliegenden Untersuchung basiert diese auf der ASID 2007.

ter Alterssicherung in den alten Ländern erkennen. Rund 43,7 Prozent der Männer in den alten Bundesländern verfügten 2007 über eine zusätzliche Altersvorsorge, während dies in den neuen Bundesländern nur auf rund 7 Prozent der Männer zutraf. Für Frauen zeigt sich ein vergleichbares Bild, jedoch liegen die Anteile auf einem niedrigeren Niveau. So bezogen 2007 rund 17 Prozent der Frauen im Westen eine zusätzliche Sicherung, im Osten hingegen nur 5 Prozent.

Um zu analysieren wo die 60 Prozent Lücke in der Höhe der gesamten eigenen Alterssicherung herrührt, kann in einem ersten Schritt separat für die Bezüge aus den einzelnen Säulen der Altersvorsorge der Unterschied zwischen den Geschlechtern berechnet werden. Hierbei wurden alle Frauen bzw. Männer betrachtet, die mindestens aus einer der Säulen eigene Alterssicherungsleistungen beziehen und daher in die Berechnung des Gender Pension Gap einbezogen wurden. Bei dieser Vorgehensweise wird nicht nur der Unterschied zwischen den Durchschnittsbezügen von Frauen und Männern in einer jeweiligen Säule berücksichtigt, sondern auch der Anteil von Frauen respektive Männern, die positive Bezüge in dieser Säule aufweisen geht ein. Im Gegensatz zum gesamten Gender Pension Gap, in den nur Fälle mit positiven Alterseinkommen betrachtet werden, kann eine Person zu dieser Untersuchungsgruppe gehören, jedoch in nur einer Säule Bezüge aufweisen und in die geschlechtsspezifische Lücke der anderen beiden Säulen beispielsweise mit Null eingehen. Die Ergebnisse sind in Abbildung 1 dargestellt.

Der Gender Pension Gap in der gesetzlichen Säule betrug 2007 rund 57 Prozent, lag also nur knapp unter dem globalen Gender Pension Gap. In der Gruppe derjenigen mit Bezug eigener Alterssicherungsleistungen lagen die durchschnittlichen Bezüge der Männer im Jahr 2007 rein aus der gesetzlichen Säule bei 1.404 Euro pro Monat, während Frauen durchschnittlich nur 601 Euro monatlich erhielten. Beschränkt man die Betrachtung auf die Frauen und Männer, die eine eigene gesetzliche Rente aufweisen, so bleiben diese Durchschnittswerte nahezu konstant. Dies verdeutlicht den oben angesprochenen klar dominierenden Stellenwert der Leistungen aus der gesetzlichen Rentenversicherung für die Höhe der gesamten eigenen Alterssicherung.

**Abbildung 1: Geschlechtsspezifische Lücke zwischen den durchschnittlichen eigenen Bezügen aus jeder Säule des Alterssicherungssystems von Beziehern eigener Alterssicherungsleistungen ab 65 Jahren, Deutschland.**



Quelle: Berechnung Fraunhofer FIT auf Grundlage der Daten einer Sonderauswertung der ASID 2007.

Vergleicht man die Bezüge aus betrieblichen Renten, so betrug 2007 die geschlechtsspezifische Lücke rund 80 Prozent. Dieser hohe Wert liegt zum einen darin begründet, dass der Anteil an Männern mit positiven Bezügen aus einer betrieblichen Sicherung den der Frauen deutlich übersteigt. Wesentlich weniger Frauen als Männer verfügen über eine betriebliche Rente. Zudem fallen die durchschnittlichen Bezüge derjenigen Frauen mit einer betrieblichen Renten geringer aus als die der Männer.

Ein ähnliches Bild ergibt sich beim Vergleich der Verbreitung sowie der Höhe der durchschnittlichen Einkommen von Frauen und Männern aus der privaten Säule. Die Lücke zwischen allen Frauen und Männern, die eigene Alterssicherungsleistungen erhalten, lag bei 70 Prozent. Wie im Fall der betrieblichen Vorsorge erhalten Frauen weniger häufig als Männer Einkommen aus einer privaten Vorsorge. Hinzu kommt, dass Frauen, die eine private Rente erhalten, durchschnittlich geringere Beträge haben als Männer mit privaten Renteneinkommen.

Es lässt sich festhalten, dass die geschlechtsspezifische Lücke in der eigenen gesetzlichen Sicherung bei allen Frauen und Männern mit eigenen Alterssicherungsleistungen etwa dem Wert des Gender Pension Gap auf Grundlage aller Leistungen aus dem Drei-Säulen System entspricht. Die große Mehrheit der betrachteten Frauen und Männer bezieht eine Rente aus dem gesetzlichen System, und die bei ihnen beobachteten Unterschiede in der Höhe der durchschnittlichen eigenen Leistung bestimmen folglich den gesamten Gap maßgeb-

lich. Die Bezüge aus der betrieblichen und privaten Sicherung tragen zudem zu einer Vergrößerung des globalen Gap bei: Die Anzahl der Männer mit eigenen Bezügen aus der zweiten oder dritten Säule übersteigt die Zahl der Frauen mit solchen Bezügen. Hinzukommt, dass auch die durchschnittliche Höhe der Bezüge der Männer die Bezüge aus der Zusatzversorgung bei Frauen klar übersteigt. Als nächstes wird dargestellt, welches Bild sich beim Fokus auf die jüngste Rentnerkohorte ergibt.<sup>10</sup>

## 2.2 Der Gender Pension Gap nach Art der Vorsorge für 65- bis unter 70-Jährige

Alterseinkünfte resultieren aus über Jahrzehnte aufgebauten Anwartschaften im gesetzlichen Regelsicherungssystem zuzüglich eventuell gebildeter zumeist kapitalgedeckter Ansprüche in einer betrieblichen oder privaten Zusatzsicherung. Der Umfang und die Kontinuität der jeweiligen Beitragsleistungen während der Aufbauphase unterliegen dabei über den Erwerbs- und Lebensverlauf wechselnden Einflüssen. Um ein möglichst genaues Bild der Rentenbezüge, die aus aktuellen Lebensverläufen resultieren, zu erhalten, wird im Rahmen der vorliegenden Untersuchung ein besonderes Augenmerk auf die jüngste Kohorte der 65- bis unter 70-Jährigen gerichtet. Bei dieser Kohorte handelt es sich um Personen, die erst kürzlich einen Rentenbezug aufgenommen haben. Die Lebensverläufe dieser jüngsten Rentnerkohorte ähneln denen zukünftiger Rentner bereits deutlich stärker als den Biografien von älteren Kohorten.

Beispiele für Entwicklungen, die in jüngeren Rentnerkohorten im Vergleich zu den vorangegangenen Generationen stärker ausgeprägt sind, sind eine verbesserte Bildungsbeteiligung und Berufsqualifikation von Frauen sowie ihre stärkere Erwerbsbeteiligung, wenn auch häufig in Teilzeit oder in geringfügigen Beschäftigungsverhältnissen. Eine detaillierte Erfassung der Entwicklungen der vergangenen Jahrzehnte bietet die Studie „Biografiemuster und Alterseinkommensperspektiven von Frauen“ (BMFSFJ, 2011).

Grenzt man die Untersuchungsgruppe auf die jüngste Kohorte ein, so ergeben sich die in Tabelle 2 aufgeführten Anteile von Frauen und Männern mit eigener Alterssicherung. Bei der Verbreitung der gesetzlichen Rente ist für die jüngste Kohorte im Vergleich zur gesamten älteren Bevölkerung, die in Tabelle 1 ge-

<sup>10</sup> Eine detaillierte Beschreibung zur Sicherung in der privaten und betrieblichen Säule kann man aus Quellen wie dem Alterssicherungsbericht 2012 oder Fachbeiträgen wie bspw. Ehler (2013) entnommen werden. Für das hier betrachtete Jahr 2007 betrug laut Alterssicherungsbericht 2007 bei Männern, die eine betriebliche Altersvorsorge aufweisen, die durchschnittliche Bruttorente aus der BAV 487 Euro und aus der ZÖD 404 Euro. Bei Frauen liegen die durchschnittlichen Bruttorenten aus der BAV bei 210 Euro und aus der ZÖD bei 248 Euro. Angaben zur Höhe der Renten aus der privaten Sicherung sind nicht gegeben (vgl. Tabelle B.2.1).

zeigt wurde, ein ähnliches Bild erkennbar.<sup>11</sup> Bundesweit liegen die Anteile derjenigen mit eigener gesetzlicher Sicherung für beide Geschlechter in der jüngsten Kohorte kaum unter den entsprechenden Anteilen für alle 65-Jährigen und Älteren. Erneut zeigt sich für Männer sowohl in den alten als auch in den neuen Ländern eine nahezu flächendeckende eigenständige Sicherung in der gesetzlichen Säule, während bei den Frauen im Westen auch in der jüngsten Kohorte ein merklicher Anteil nicht über eine eigene gesetzliche Rente verfügt.

**Tabelle 2: Anteil der Personen im Alter von 65 bis unter 70 Jahren mit eigenen Alterssicherungsleistungen aus der gesetzlichen, betrieblichen und privaten Sicherung in Prozent, ASID 2007.**

	Männer			Frauen		
	West	Ost	Deutschland	West	Ost	Deutschland
<b>gesetzliches Regelsicherungssystem</b>	96,5	98,3	96,9	87,0	98,8	89,5
<b>Zusätzliche Sicherung darunter:</b>	43,8	12,7	37,6	20,5	11,8	18,7
<b>betrieblich</b>	-	-	35,4	-	-	17,1
<b>privat</b>	-	-	3,6	-	-	2,0
<b>Gesamte eigene Alterssicherung</b>	96,8	98,3	97,1	87,4	98,8	89,8

Quelle: Berechnung durch Fraunhofer FIT aus Grundlage einer Sonderauswertung der ASID 2007.

Im Bereich der zusätzlichen Sicherung lassen sich allerdings Unterschiede zwischen der gesamten älteren Bevölkerung und der jüngsten Kohorte feststellen. In den neuen Bundesländern lag der Anteil von Männern dieser Kohorte, die über eine zusätzliche Rente verfügen, rund 6 Prozentpunkte über dem Anteil in der gesamten älteren Bevölkerung, während der Anteil in den alten Bundesländern vergleichbar ausfiel. Aufgrund des Verhältnisses der Bevölkerungszahl zwischen alten und neuen Ländern erhöht sich der bundesweite Anteil der Verbreitung zusätzlicher Alterssicherung bei Männern nur marginal auf rund 38 Prozent.

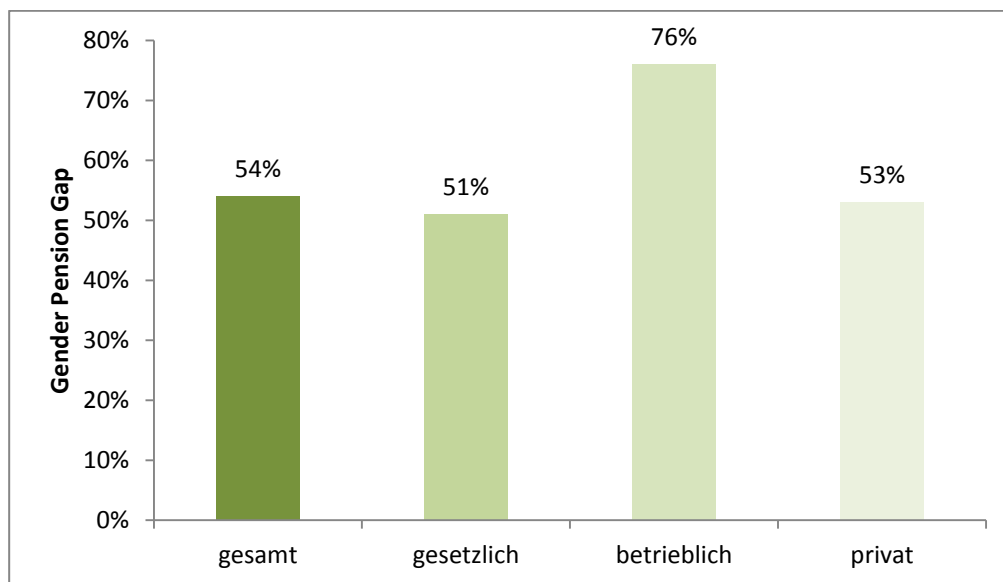
Die Gruppe der Frauen verzeichnet im Gegensatz dazu bei den zusätzlichen Altersvorsorgeleistungen generell einen deutlicheren Anstieg im Fall der jüngsten Kohorte gegenüber allen älteren Frauen. Sowohl in den alten als auch in den neuen Ländern überstieg der Anteil von Frauen mit Zusatzrenten in der jüngsten Alterskohorte den Wert in der gesamten älteren Bevölkerung. Zum Stand 2007 führte dies bundesweit zu einem Unterschied von rund 4 Prozentpunkten zwischen den Kohorten. Die Unterschiede für beide Geschlechter resultieren dabei hauptsächlich aus einer gesteigerten betrieblichen

<sup>11</sup> Ein ausführlicher Vergleich von Alterskohorten in Fünf-Jahresschritten findet sich auf den Seiten 48 bis 52 der Publikation „Alterssicherung in Deutschland 2007 (ASID '07) – Zusammenfassung wichtiger Untersuchungsergebnisse“.

Altersvorsorge in der jüngsten Kohorte. Dabei fällt auf, dass vor allem in den neuen Ländern für die jüngste Kohorte nahezu eine Verdopplung an Leistungen aus dem Bereich der Zusatzvorsorge zu beobachten war.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass bis auf etwa 12 Prozent der Frauen in den alten Bundesländern nahezu die gesamte ältere Bevölkerung über eine eigene Rente aus dem gesetzlichen Sicherungssystem verfügt. Im Bereich der Zusatzsicherung übersteigen die Anteile von Frauen und Männern mit solchen Renten aus der jüngsten Kohorte leicht die entsprechenden Anteile bei allen im Alter ab 65 Jahren. Analog zur Beschreibung der gesamten älteren Bevölkerung, die über eigene Alterseinkommen verfügen, kann nun auch der geschlechtsspezifische Unterschied in der Höhe der Bezüge aus den einzelnen Säulen für die jüngste Kohorte dargestellt werden. Bundesweit betrug der Gender Pension Gap auf Basis der durchschnittlichen eigenen Renten aus allen drei Säulen des Alterssicherungssystems für die Kohorte der 65- bis unter 70-Jährigen im Jahr 2007 rund 54 Prozent. Der Wert lag damit rund 6 Prozentpunkte unter dem Gender Pension Gap der gesamten älteren Bevölkerung.

**Abbildung 2: Geschlechtsspezifische Lücke zwischen den durchschnittlichen eigenen Bezügen aus jeder Säule des Alterssicherungssystems von Beziehern eigener Alterssicherungsleistungen der Kohorte der 65- bis unter 70-Jährigen, Deutschland.**



Quelle: Berechnung Fraunhofer FIT auf Grundlage einer Sonderauswertung der ASID 2007.

Betrachtet man für die Frauen und Männern mit eigenen Alterssicherungsleistungen wie die geschlechtsspezifische Lücke nur im Hinblick auf ihre durchschnittliche eigene Rente aus der gesetzlichen Säule ausfiel, so lässt sich ein um etwa drei Prozentpunkte geringerer Wert im Vergleich zum Gap zwischen den Einkommen aus allen drei Säulen feststellen. Diese Verringerung entspricht der

Verringerung, die auch in der gesamten älteren Bevölkerung zu beobachten ist. Für die jüngste Rentnerkohorte lag 2007 die geschlechtsspezifische Lücke in der gesetzlichen Säule bei rund 51 Prozent.

Für die betriebliche Säule betrug die Lücke rund 76 Prozent und fiel somit kaum geringer aus als der Unterschied in der betrieblichen Komponente, der für die gesamte ältere Bevölkerung vorlag. Hinsichtlich der privaten Altersrenten ergab sich ein Abstand von 53 Prozent zwischen den Geschlechtern. Dieser lag rund 20 Prozentpunkte unter dem der gesamten älteren Bevölkerung. Mit anderen Worten, im Bereich der privaten Vorsorge ist für die jüngste Rentnerkohorte eine deutlich geringere geschlechtsspezifische Differenz zwischen der durchschnittlichen Höhe der eigenen Renten von Frauen im Vergleich zu Männern festzustellen.

Im Folgenden wird nun eine Dekompositionsanalyse vorgenommen. Hierbei liegt der Fokus auf der zuletzt betrachteten jüngsten Rentnerkohorte. Die Dekompositionsanalyse ermöglicht einen Vergleich zwischen zwei Gruppen im Hinblick auf eine Reihe von Merkmalen der persönlichen Biografie vorzunehmen, wie beispielsweise die Anzahl der Erwerbsjahre. Gegenstand der Analyse ist, inwiefern trotz Vorhandensein gleicher Charakteristika, beispielsweise der gleichen Anzahl von Erwerbsjahren, eine Differenz zwischen Frauen und Männern mit eigenen Sicherungsleistungen bestehen bleibt.



### 3 Die Methode der Oaxaca-Blinder-Dekomposition

Die Oaxaca-Blinder-Dekompositionsmethode<sup>12</sup> wurde ursprünglich entwickelt, um einen Erklärungsansatz für Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern zu liefern. Grundsätzlich wird bei der Dekomposition in unterschiedliche Komponenten differenziert, wobei in der Regel eine Aufteilung in zwei Anteile erfolgt. Ein Teil lässt sich auf Unterschiede in den individuellen Merkmalsausprägungen zwischen Frauen und Männern zurückführen. Die andere Komponente ist hingegen nicht durch derartige Unterschiede zu erklären. Dieser unerklärte Teil kann unter bestimmten Voraussetzungen als Lohndiskriminierung interpretiert werden.

Die Dekomposition nach Oaxaca und Blinder kann ebenfalls für eine differenzierte Betrachtung der geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Höhe der eigenen Alterssicherung eingesetzt werden. Die zu Grunde liegende Überlegung ist, dass sich die Unterschiede in der durchschnittlichen Höhe der eigenen Alterssicherung von Frauen und Männern, ähnlich wie bei Löhnen, in verschiedene Bestandteile zerlegen lässt. Ein Teil der Differenz in der Höhe der eigenen Sicherung ist dann mit Unterschieden zwischen den persönlichen Charakteristika von Frauen und Männern zu begründen, die während des Erwerbslebens bestanden und somit die Aufbauphase für eine eigene Alterssicherung prägten. Ein anderer Teil umfasst die verbleibende Differenz in der Höhe der eigenen Alterseinkommen, die nicht mit unterschiedlichen Ausstattungen der Lebensverläufe zu begründen ist.<sup>13</sup>

Im Folgenden wird die Methode von Oaxaca und Blinder im Detail erläutert.<sup>14</sup> Einführend wird in Abschnitt 3.1 ein Überblick über den zu Grunde liegenden Ansatz der Regressionsanalyse gegeben, mittels dem der Einfluss persönlicher Charakteristika auf die Höhe der eigenen Alterssicherung quantitativ erfasst wird. Anschließend wird in 3.2 beschrieben, welche Schritte die Dekompositionsmethode beinhaltet und welche erklärten respektive unerklärten Komponenten der Regressionsergebnisse durch die Analyse voneinander unterschieden werden können. Bei der Abgrenzung der Komponenten spielt die Wahl einer Referenzgruppe eine besondere Rolle, wie anschließend in Abschnitt 3.3 dargelegt wird. Zuletzt wird in Abschnitt 3.4 auf die mögliche Interpretation der Ergebnisse, die in Kapitel 4 vorgestellt werden, eingegangen.

<sup>12</sup> Oaxaca, R. (1973). Blinder, A. S. (1973).

<sup>13</sup> Die genaue Differenzierung der verbleibenden Differenz erfolgt auf Seite 20.

<sup>14</sup> Eine formale Herleitung der Oaxaca-Blinder-Dekomposition findet sich in Jann, Ben (2008). The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal* 8(4): 453-479.

### 3.1 Einfluss biografischer Charakteristika auf die Höhe der eigenen Altersbezüge

Ausgangspunkt der Oaxaca-Blinder-Methode ist eine sogenannte Regressionsanalyse<sup>15</sup>, kurz auch Regression, mittels derer der Einfluss einer Reihe persönlicher Charakteristika auf die Höhe der eigenen Alterssicherung von Frauen bzw. Männern geschätzt wird. Im einfachsten Fall ist ein solches charakteristisches Merkmal beispielsweise die Anzahl der versicherungspflichtigen Erwerbsjahre. Die Regressionsgleichung beziffert in diesem Fall die Auswirkung jedes weiteren Erwerbsjahres auf die Höhe der eigenen Alterssicherungseinkommen.

Die alleinige Betrachtung der Anzahl der Erwerbsjahre reicht allerdings nicht aus, um eine realistische Abschätzung der Abhängigkeit zwischen persönlichen Merkmalen und der Höhe der Altersbezüge zu erhalten. Als erklärende Größen sind weitere Merkmale in die Analyse einzubeziehen. Hierunter fallen zum Beispiel die Stellung im Beruf (Beamter, Angestellter, Arbeiter), die Anzahl der Kinder oder auch der Familienstand (ledig, verwitwet, verheiratet, geschieden). Mit Hilfe der Regression werden nun sogenannte Koeffizienten berechnet, die den Einfluss jeder erklärenden Variablen auf die Höhe der eigenen Alterssicherungsleistung quantifizieren.

Der Koeffizient entspricht der Änderung der abhängigen Größe, hier der Höhe der eigenen Alterssicherung, bei Änderung der erklärenden Größe um eine Einheit. Ein Koeffizient misst also den Ertrag einer zusätzlichen Einheit Ausstattung. Würde beispielsweise der Koeffizient der erklärenden Variablen „Tätigkeitsjahre in der Privatwirtschaft“ den Wert 10 haben, würde dies bedeuten, dass ein zusätzliches Jahr mit Rentenversicherungsbeiträgen aus einer solchen Tätigkeit im Durchschnitt zu einem Mehr an Alterssicherung in Höhe von 10 Euro führt. Bei dieser Interpretation des Koeffizienten ist der Einfluss der übrigen Merkmale auf die Höhe der Alterssicherung bereits berücksichtigt, d.h. es wird von der Annahme ausgegangen, dass alle übrigen Merkmale konstant bleiben, während nur der Wert der betrachteten Variablen, hier der besagten Tätigkeitsjahr, variiert.

Eine solche Regression wird in einem ersten Schritt sowohl für Männer als auch für Frauen durchgeführt. Vergleicht man diese beiden Regressionsanalysen können zwei mögliche Ursachen für Unterschiede in der Höhe der Alterssicherung zwischen Frauen und Männern identifiziert werden. Zum einen unterscheiden sich Frauen und Männer in ihren „Ausstattungen“, den Ausprägungen jener persönlicher Merkmale die den Unterschied in der eigenen Alterssicherung erklären (Beitragsjahre im Alterssicherungssystem, Stellung im Beruf, höchster Ausbildungsabschluss, etc.). So weisen Männer im Durchschnitt eine höhere Zahl an Tätigkeits- und somit Beitragsjahren auf als Frauen. Dies hat zur

<sup>15</sup> Eine detaillierte Einführung in die Regressionsanalyse geben ökonomische Lehrbücher wie bspw. Greene, W. H. 2003. *Econometric Analysis*, Pearson Education.

Folge, dass im Mittel die Alterssicherungsleistung von Männern über der von Frauen liegt. Zum anderen können sich die oben beschriebenen geschätzten Koeffizienten zwischen Frauen und Männern unterscheiden. Ein Tätigkeitsjahr kann also für Frauen und Männern unterschiedliche Erträge erbringen – beispielsweise mag ein zusätzliches Jahr bei einem Mann im Durchschnitt 10 Euro zusätzliche Alterssicherung bewirken, während es bei einer Frau durchschnittlich nur 8 Euro bewirkt. Auf Grundlage der Kenntnis über die beiden möglichen Ursachen für unterschiedliche Ergebnisse einer Regressionsanalyse für die Gruppe der Frauen im Vergleich zu der der Männer lässt sich nun die Dekomposition nach Oaxaca und Blinder herleiten, wie als nächstes erläutert wird.

### 3.2 Oaxaca-Blinder-Dekomposition der geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Höhe der eigenen Altersbezüge in erklärte und unerklärte Komponente

Der Unterschied in der Höhe der Alterssicherungsleistung zwischen den Geschlechtern wird im Wesentlichen in die folgenden zwei Komponenten aufgeteilt:

1. *Die erklärte Komponente, der sogenannte „Ausstattungseffekt“, beantwortet die Frage, um wie viel höher die Alterssicherung von Frauen ceteris paribus ausfallen würde, wenn sie über die Ausstattung der Männer verfügen würden.* Dies bedeutet, der erklärte Teil des Unterschieds ist durch die Höhe der durchschnittlichen Ausstattungen begründbar. In diesem Teil wird die zusätzliche Alterssicherung erfasst, die Frauen im Durchschnitt erzielen würden, wenn sich die Höhe der erklärenden Größen der Höhe bei den Männern angleichen würde. Zum Beispiel erhielten Frauen eine höhere eigene Alterssicherungsleistung, wenn die durchschnittliche Anzahl ihrer Tätigkeitsjahre der von Männern entspräche.
2. *Bei dem unerklärten Bestandteil handelt es sich um den „Ertragseffekt“ eigener Alterssicherung, d.h. das Mehr an eigener Alterssicherung, das Frauen erzielen würden, wenn ihre Ausstattung im Durchschnitt genauso ertragreich wäre wie jene von Männern.* Dieser Teil des Unterschieds in der Höhe der Alterssicherungen kann nicht durch Unterschiede in den persönlichen Charakteristika (Ausstattung) erklärt werden, da die Berechnung unterstellt, die Ausstattung von Frauen und Männern sei gleich. Vielmehr liefern bestimmte Ausstattungen für Männer und Frauen unterschiedliche Erträge (zu erkennen an den unterschiedlichen Koeffizienten zwischen den Geschlechtern) – im obigen Beispiel bringt ein zusätzliches Tätigkeitsjahr Frauen mit 8 Euro einen geringeren Ertrag als Männern, die beispielsweise 10 Euro erhielten. Das Beispiel aufgreifend, bezeichnet der unerklärte Teil des Gap also die zusätzliche Alterssicherung, die Frauen erzielen würden, wenn jedes ihrer Tätigkeitsjahre nun mit 10 und nicht nur mit 8 Euro „entlohnt“ würde, anders ausgedrückt, Frauen einen um 2 Euro höheren Ertrag aufweisen würden.

Formal lässt sich die Dekomposition der Differenz zwischen der Höhe der durchschnittlichen eigenen Alterssicherung von Frauen und der der Männer in einen erklärten und einen unerklärten Teil näherungsweise wie folgt darstellen:

$$\text{Differenz} \approx \underbrace{[\bar{X}_{\text{Mann}} - \bar{X}_{\text{Frau}}] * b_{\text{Frau}}}_{\text{Erklärter Teil}} + \underbrace{[\bar{X}_{\text{Frau}} * (b_{\text{Mann}} - b_{\text{Frau}})]}_{\text{Unerklärter Teil}} \quad (1)$$

Hierbei stellt der Buchstabe  $\bar{X}$  jeweils die Größe der mittleren Ausstattung (also z.B. die Zahl der durchschnittlichen Tätigkeitsjahre von Frauen resp. Männern) dar, während mit dem Buchstaben  $b$  beschrieben wird, wie viel zusätzliche Alterssicherung eine Erhöhung der Ausstattung um eine Einheit bewirkt. Zum Beispiel könnte ein zusätzliches Jahr Beiträge  $b = 10$  Euro zusätzlich für die Alterssicherung erbringen. Die Differenz zwischen den Alterssicherungen von Frauen und Männern setzt sich dann näherungsweise aus den beiden beschriebenen Effekten zusammen.<sup>16</sup> Zur vollständigen Erfassung der Unterschiede und somit um eine Gleichheit beider Seiten der Gleichung (1) auszuweisen, müsste noch eine dritte Komponente, ein sogenannter Interaktionseffekt, berücksichtigt werden. Aus Gründen einer intuitiveren Darstellung wird darauf verzichtet, näher auf diesen Interaktionsterm einzugehen.

Der erklärte sowie der unerklärte Teil der Differenz werden in der gleichen Einheit gemessen, wie die durchschnittliche Differenz in der Höhe der Alterssicherungsleistungen. Ein mittlerer Unterschied in der Alterssicherung zwischen den Geschlechtern von 50 Euro könnte sich also zum Beispiel wie folgt zusammensetzen: 25 Euro können durch Ausstattungsunterschiede erklärt werden, und weitere 25 Euro lassen sich nicht hierdurch erklären.

Zusammenfassend lässt sich festhalten: Das Ziel der Dekompositionsanalyse ist eine Aufteilung der durchschnittlichen Differenz in zwei Komponenten. Ein Bestandteil kann durch Ausstattungseffekte erklärt werden, ein verbleibender Teil lässt sich nicht auf Ausstattungsunterschiede zurückführen. Der verbleibende unerklärte Teil kann im Hinblick auf mögliche Rückschlüsse für eine Ungleichbehandlung genauer untersucht werden. Die Fragestellung ist dann, warum es eine Abweichung des Ertrags von beispielsweise Frauen gegenüber einem Referenzertrag gibt, z.B. gegenüber dem Ertrag von Männern wie in der Differenz ( $b_{\text{Mann}} - b_{\text{Frau}}$ ) ausgedrückt. Dazu muss allerdings entschieden wer-

<sup>16</sup> Tatsächlich ist die Differenz zwischen den durchschnittlichen Höhen von Alterssicherungsleistungen nicht exakt gleich der Summe der beiden Effekte. Vielmehr wurde bei dieser Gleichung ein Interaktionseffekt außen vor gelassen, um eine bessere intuitive Verständlichkeit zu gewährleisten. Dieser beschreibt die simultane Abweichung von Koeffizienten und Ausstattungen zwischen Männern und Frauen und wird durch die Formel  $(\bar{X}_{\text{Mann}} - \bar{X}_{\text{Frau}}) * (b_{\text{Mann}} - b_{\text{Frau}})$  beschrieben. Wird dieser Ausdruck zu den beiden oben beschriebenen Ausdrücken addiert, so wird die Differenz zwischen den Alterssicherungseinkünften der Geschlechter exakt aufgeteilt. Es handelt sich also tatsächlich um eine Dekomposition in drei Teile, die in der obigen Definition zur Veranschaulichung vereinfacht wurde.

den, welcher Ertrag der Berechnung als Referenzgröße zu Grunde gelegt wird. Bei der bisherigen Diskussion wurde implizit davon ausgegangen, dass Frauen den Ertrag von Männern erhalten könnten oder sogar sollten. Die grundlegende Frage ist jedoch, welchen Ertrag  $b^*$  Frauen und Männer eigentlich erhalten sollten, die 10 Euro aus dem Beispiel, die 8 Euro oder einen beliebigen anderen Wert. Hier setzt die Oaxaca-Blinder-Dekomposition an. Gibt es einen „unterschiedsfreien“ Ertrag den sowohl Frauen als auch Männer als idealen Wert bekommen sollten?

### 3.3 Wahl eines „unterschiedsfreien“ Ertrags für die Oaxaca-Blinder-Dekomposition

Um in einen Ausstattungs- und einen verbleibenden unerklärten Effekt zu differenzieren stellt sich die Frage, wie hoch der Ertrag ist, der aus einer gegebenen Ausstattung resultiert. Dieser Ertrag gilt als „unterschiedsfreie“ und daher „objektive“ Größe, die eine Idealvergütung darstellt. Nur wenn dieser Ertrag bekannt ist, kann für Frauen beziffert werden, um wie viel besser oder schlechter sie dadurch gestellt sind, dass ihre Ausstattung mit ihrem eigenen statt dem wahren Ertrag vergütet wird. Folglich stellt sich das Problem der Wahl einer „objektiven“ Bezugsgröße.

Die Oaxaca-Blinder-Dekomposition basiert auf der Annahme, dass ein objektiver, vom Geschlecht unabhängiger Zusammenhang zwischen der Höhe der Alterssicherungsleistung und den Merkmalen, die deren Höhe beeinflussen, existiert. Dieser „objektive“ Zusammenhang wird meist als jene Beziehung interpretiert, die bestehen würde, wenn es keine ungleiche Behandlung gäbe. Weichen die Schätzkoeffizienten von Männern und Frauen von jenem „diskriminierungsfreien“ Wert ab, so wird angenommen, dass entweder positive Diskriminierung (in der Regel eine Begünstigung der Männer), negative Diskriminierung (in der Regel eine Benachteiligung von Frauen) oder beides besteht.

Insbesondere bedeutet diese Interpretation, dass in einer „diskriminierungsfreien“ Welt eine Erhöhung der Ausstattung um eine Einheit für Frauen und Männer zur gleichen Steigerung ihrer Alterssicherungsleistungen führen würde. Es gäbe unter diesen Bedingungen keine unerklärten Unterschiede, und die Differenz in der mittleren Höhe der Alterssicherungsleistungen ließe sich vollständig durch Unterschiede in den persönlichen Charakteristika erklären. Unter dieser Annahme würde sich die Aufteilung in einen durch Unterschiede in der Ausstattung erklärten und einen nicht erklärten Teil wie folgt darstellen:

$$\text{Differenz} = \underbrace{[\bar{X}_{\text{Mann}} - \bar{X}_{\text{Frau}}] * b^*}_{\text{Erklärter Teil}} + \underbrace{[\bar{X}_{\text{Mann}} * (b_{\text{Mann}} - b^*) + \bar{X}_{\text{Frau}} * (b^* - b_{\text{Frau}})]}_{\text{Unerklärter Teil}} \quad (2)$$

Der Koeffizient  $b^*$  steht hierbei für die „objektive“ Wirkung einer Erhöhung der Ausstattung auf die Höhe der Alterssicherung. Lässt sich ein objektiver, vom Geschlecht unabhängiger Zusammenhang zwischen den Ausstattungen und der Höhe der Alterssicherungsleistung nicht ermitteln, wird der Koeffizient  $b^*$  auf eine hypothetische Referenzgröße gesetzt. Hier könnte zum Beispiel ein gewichteter Durchschnitt der Koeffizienten für Männer und Frauen als Maßstab dienen. Alternativ kann der Ertrag von Männern als Grundlage definiert werden. Obigem Beispiel zufolge sollte demnach ein zusätzliches Jahr der Einzahlung in die Rentenversicherung Männern und Frauen jeweils 10 Euro einbringen. Werden die Männer als Referenzgruppe gewählt, so stellt sich die Aufteilung des Gender Pension Gap wie folgt dar:

$$\text{Differenz} = \underbrace{[\bar{X}_{\text{Mann}} - \bar{X}_{\text{Frau}}] * b_{\text{Mann}}}_{\text{Erklärter Teil}} + \underbrace{[\bar{X}_{\text{Frau}} * (b_{\text{Mann}} - b_{\text{Frau}})]}_{\text{Unerklärter Teil}} \quad (3)$$

Setzt man andere Werte für  $b^*$  ein, beispielsweise  $b_{\text{Frau}}$ , wird deutlich, dass je nach Wahl der Referenzkategorie die Differenz der Ausstattungen (im erklärten Teil) mit unterschiedlichen Koeffizienten multipliziert wird. Dies zeigt, dass die Wahl von  $b^*$  auch die Aufteilung der mittleren Differenz der eigenständigen Alterssicherungsleistungen von Männern und Frauen in einen erklärten und einen unerklärten Teils beeinflusst.

Im Fall des oben eingeführten Beispiels ist der Ertrag für ein weiteres versicherungspflichtiges Erwerbjsjahr für Frauen gleich 8 Euro und für Männer gleich 10 Euro. An diesem Beispiel lässt sich verdeutlichen, dass der wahre zusätzliche Wert unbekannt ist. In der Realität muss eine Entscheidung getroffen werden, welcher Ertrag am ehesten dem wahren Ertrag entspricht. Auf diese Entscheidung und eine mögliche Interpretation des unerklärten Teils der Differenz als Benachteiligung wird nun in 3.4 eingegangen.

### 3.4 Unerklärte Dekompositionskomponente und Hinweise auf Ungleichbehandlung

Auf die unerklärte Dekompositionskomponente der eigenen Alterssicherung lässt sich die Interpretation als Diskriminierung, wie sie in der Analyse von Lohnungleichheiten ursprünglich vorgenommen wurde, nicht ohne weiteres übertragen.

Wie am Ende von Abschnitt 3.3 erläutert, beeinflusst die Wahl der Referenzkategorie die Größe des erklärten und unerklärten Teils. Hinzu kommt, dass eine Veränderung der Ausstattung der Frauen (nämlich, dass sie über die gleiche Ausstattung wie die Männer verfügen) sowohl eine Veränderung beider Teile des Gap als auch des Koeffizientenschätzers selbst bewirken kann. Diese Tatsache ist bei der separaten Betrachtung des erklärten und unerklärten Teils zu

beachten, da für den gesamten Gender Pension Gap der zwischen den Komponenten bestehende Zusammenhang auch eine Rolle spielt.

Des Weiteren erschweren zwei wesentliche Aspekte die Interpretation des unerklärten Teils. Zum einen kann es Ausstattungsmerkmale geben, die zur Erklärung der Unterschiede in der Alterssicherung beitragen könnten und sich für Frauen und Männer unterscheiden, die jedoch nicht in die Analyse einbezogen werden können, beispielsweise da die entsprechenden Daten nicht vorliegen. Dann entsteht in der Dekompositionsanalyse das Problem, dass die Schätzkoeffizienten von im Modell vorhandenen Variablen durch diese Auslassung verzerrt werden.<sup>17</sup> In einem solchen Fall würde ein nicht beobachtbarer Ausstattungseffekt den unerklärten Teil des Unterschieds in der Höhe der Alterssicherung verändern.

Zum anderen erschwert die Beitragsäquivalenz des deutschen Alterssicherungssystems die Interpretation der Ergebnisse. Der Unterschied zwischen den Koeffizienten der Variable „Tätigkeitsjahre“ für die Geschlechter (also der Wert eines zusätzlichen Jahres mit Beiträgen für die Höhe der Alterssicherung für Männer und Frauen) ist nicht im eigentlichen Sinne des Wortes unerklärt. Vielmehr wird dieser Effekt durch die unterschiedliche durchschnittliche Zahl an Entgeltpunkten, bedingt durch sich unterscheidende durchschnittliche Lohnhöhen, getrieben. Da aber den unterschiedlichen Lohnhöhen sehr vielfältige Ursachen zugrunde liegen, zu diesen auch die Lohndiskriminierung, wie sie im Gender Pay Gap<sup>18</sup> enthalten sein kann, zählt, muss diese Interpretation beim Effekt der Lohnhöhen auf die Rente auch entfallen. Allgemein muss beachtet werden, dass aufgrund der Beitragsäquivalenz der gesetzlichen Rentenversicherung und den gesetzlichen Regelungen die Höhe der Alterssicherungsleistung grundsätzlich durch das Arbeitseinkommen im Lebensverlauf bestimmt wird und damit keinen subjektiven Kriterien unterliegt, die bei der Lohnfindung durchaus eine Rolle spielen. Es ist davon auszugehen, dass in einem Rentenversicherungssystem, das Entgeltpunkte proportional zu eigenen Beiträgen während einer Erwerbstätigkeit gutschreibt, die Höhe der jeweiligen Erträge überwiegend den versicherungspflichtigen Bruttolohn widerspiegelt. So hat beispielsweise ein Jahr mit Beitragsleistungen einen durch die Zahl der Entgeltpunkte definierten Wert, während der Wert eines Jahres Berufserfahrung, wie es implizit durch die Entlohnung honoriert wird, einer weitaus subjektiveren Einschätzung unterliegt.

Man muss sich also darauf beschränken, den unerklärten Teil der Dekomposition als jenen Teil des Unterschieds der Alterssicherungshöhen zu interpretieren,

<sup>17</sup> Sogenannte Endogenität.

<sup>18</sup> In seinem Internetauftritt veröffentlicht das Statistische Bundesamt in der Rubrik „Zahlen und Fakten“ regelmäßig Berechnungsergebnisse zu den Verdienstunterschieden zwischen Frauen und Männern. Aktuelle Zahlen können unter folgendem Link abgerufen werden: <https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesamtwirtschaftUmwelt/VerdiensteArbeitskosten/VerdienstunterschiedeMaennerFrauen/Tabellen/Verdienstabstand.html>

der im Rahmen der vorliegenden Daten nicht durch Ausstattungseffekte zu erklären ist. Insbesondere die Auswirkungen von Teilzeittätigkeit lassen sich mit den Daten der ASID nicht abschätzen. Die Diskussion der Ergebnisse der Dekompositionsanalyse des folgenden Kapitels erfolgt dementsprechend nicht mit dem engen Fokus auf mögliche Geschlechterdiskriminierung, sondern zeigt unerklärte Unterschiede und Tendenzen auf.

---

Die Methode der Oaxaca-Blinder-Dekomposition

---



## 4 Ergebnisse der Oaxaca-Blinder-Dekomposition

Die in Abschnitt 3 dargestellte Oaxaca-Blinder-Dekomposition wird im Folgenden für die in der ASID 2007 jüngste Rentnerkohorte der 65- bis 70-Jährigen durchgeführt. Wie in Abschnitt 2.2 dargelegt, entsprechen die Lebensverläufe der Personen speziell diese Kohorte denen zukünftiger Rentner deutlich stärker als die Biografien älterer Jahrgänge.

Abschnitt 4.1 begründet welche persönlichen Charakteristika der betrachteten Personen Eingang in die Analyse finden. Anschließend wird in Abschnitt 4.2 eine Referenzkategorie zur Ermittlung „unterschiedsfreier“ Erträge festgelegt, die beziffern, welcher objektive Ertrag sich in der eigenen Alterssicherung aus bestimmten persönlichen Charakteristika ergibt. Bei der Diskussion der Ergebnisse der Dekompositionsanalyse in Abschnitt 4.3 dient diese Referenzkategorie zur Identifizierung der unerklärten geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Summe der eigenen Alterseinkünfte.

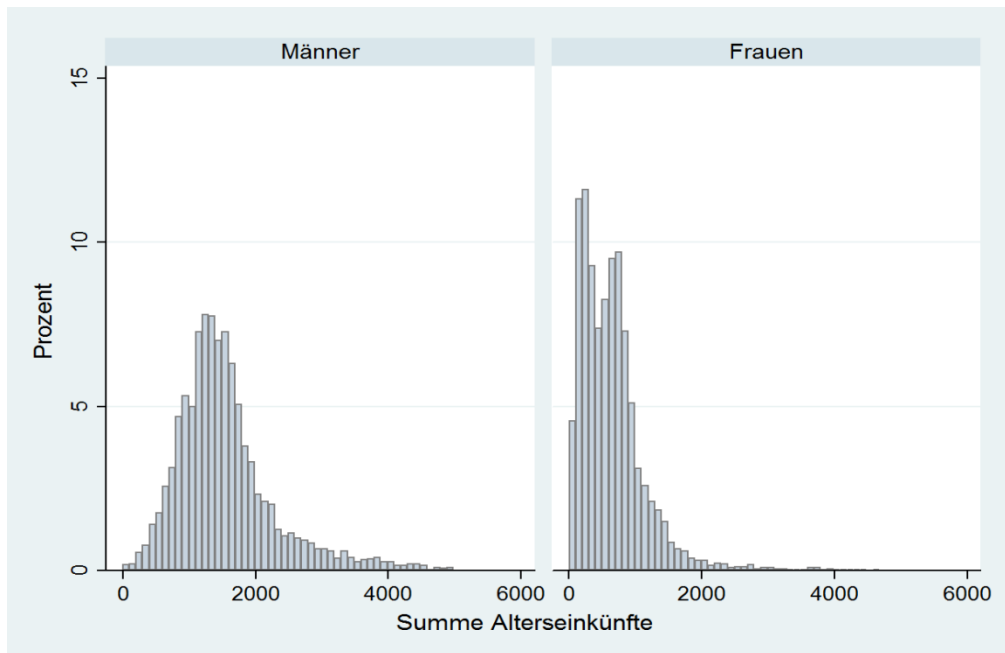
### 4.1 Höhe der eigenen Alterseinkünfte und biografische Merkmale mit Eingang in die Dekompositionsanalyse

Im Rahmen der Dekompositionsanalyse ist die untersuchte Größe der Gesamtbetrag der eigenen Alterseinkünfte. Die eigenen Alterseinkünfte von Frauen sind deutlich anders verteilt als die von Männern. Dies gilt sowohl für die gesamte Bevölkerung ab 65 Jahren als auch für die Gruppe der 65- bis unter 70-Jährigen. Da die Verteilung der monatlichen Alterseinkommen für ein gegebenes Geschlecht für die jüngste Kohorte ähnlich der Verteilung für die gesamte ältere Bevölkerung ausfällt, werden hier die allgemeineren Ergebnisse für die gesamte ältere Bevölkerung vorgestellt. Die Ausführungen gelten ebenfalls für die jüngste Kohorte.

#### Höhe der eigenen Alterseinkünfte von Frauen und Männern

Abbildung 3 zeigt die Verteilung der eigenen Alterssicherungsleistungen von Frauen und Männern im Alter von 65 Jahren aufwärts (Stand 2007). Auf der horizontalen Achse ist die Höhe der monatlichen Bezüge in Euro angegeben. Die vertikale Achse beziffert den prozentualen Anteil der Frauen und Männer, die über einen Betrag in der jeweiligen Höhe verfügt.

Abbildung 3: Verteilung der eigenen Alterseinkünfte für Personen ab 65 Jahren nach Geschlecht.



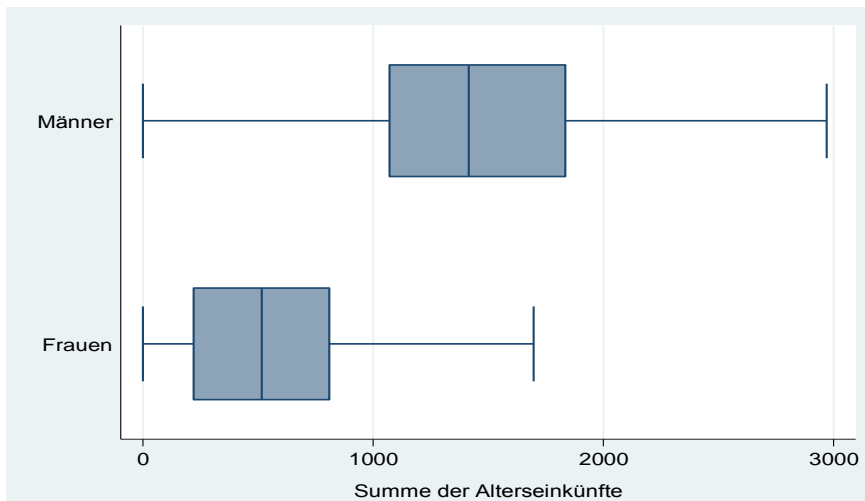
Quelle: Darstellung durch Fraunhofer FIT auf Grundlage einer Sonderauswertung der ASID 2007.

Die Abbildung veranschaulicht, dass Frauen im Vergleich zu Männern wesentlich häufiger über eine sehr niedrige eigene Alterssicherung verfügen. Demgegenüber gibt es kaum Männer mit monatlichem Alterseinkommen von nur wenigen hundert Euro. Wie aus dem Gender Pension Gap bekannt, ist im Mittel die eigene Alterssicherung von Männern höher als die von Frauen. So bezogen Männer im Durchschnitt im Jahr 2007 1.595 Euro, während dieser Wert bei Frauen nur 645 Euro betrug. Für die Frauen der Kohorte der im Jahr 2007 65- bis unter 70-jährigen fiel die durchschnittliche eigene Alterssicherung um 70 Euro höher aus als die aller Frauen ab 65 Jahren, während bei den Männern der Durchschnitt der jüngsten Kohorte 30 Euro unter dem aller Männer ab 65 Jahren lag. Zudem ist in Abbildung 3 auffällig, dass der Anteil von Frauen mit hoher Alterssicherung kleiner ist als jener von Männern. Nur wenige Frauen erhielten im Jahr 2007 eine Alterssicherung jenseits der Höhe von 1.500 Euro, während ein substantieller Anteil der Männer in diese Gruppe fällt.

In Abbildung 4 ist in einem sogenannten Box-Whisker-Plot auf der horizontalen Achse wie zuvor die Höhe der eigenen monatlichen Alterssicherung angegeben. Die Box beschreibt den Einkommensbereich, in dem die mittleren 50 Prozent der Einkommen der 65 Jährigen und älteren mit eigenen Alterseinkünften liegen. Des Weiteren verfügen also 25 Prozent der Personengruppe über ein Alterseinkommen, welches geringer ist als die Höhe der Alterseinkünfte am linken Rand der Box. Entsprechend haben 25 Prozent ein Alterseinkommen, das höher ist als jenes, welches durch den rechten Rand der Box gegeben ist. Die vertikale Linie innerhalb der Box markiert das fiktive mittlere Alterseinkommen.

kommen (den Median): 50 Prozent der jeweiligen Gruppe steht im Alter ein Einkommen zur Verfügung, welches geringer ist als der Median, während den übrigen 50 ein Einkommen zur Verfügung steht, das höher ist. Das durch eine Art „Antenne“ markierte Intervall rechts und links von der Box verdeutlicht den Wertebereich, in dem sich die monatlichen Alterseinkommen der Mehrheit der Frauen und Männer mit eigenen Alterseinkünften bewegen.<sup>19</sup>

**Abbildung 4: Box-Whisker-Plot der Summe der Alterseinkünfte nach Geschlecht.**



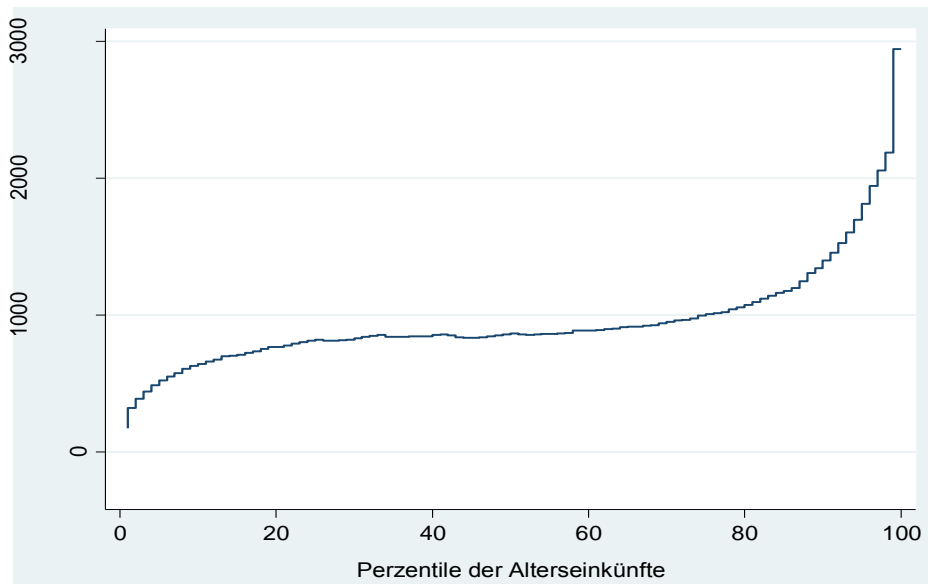
Quelle: Darstellung durch Fraunhofer FIT auf Grundlage einer Sonderauswertung der ASID 2007.

Auch diese Abbildung zeigt, dass das eigene Alterseinkommen von Frauen häufig unterhalb dem der Männer liegt. So wird deutlich, dass das mittlere Alters-einkommen von Männern im Jahr 2007 um etwa 900 Euro oberhalb des Medi-analterseinkommens der Frauen lag. Außerdem verfügten 75 Prozent der Frau-en über ein Alterseinkommen, welches kleiner war als das Alterseinkommen, was nur von 25 Prozent der Männer unterschritten wurde. Die Alterseinkom-men der Frauen weisen eine geringere Variation auf als jene der Männer – die mittleren 50 Prozent der Einkommen fanden sich im Jahr 2007 konzentriert im recht kleinen Intervall von 277 bis 841 Euro. Dieser mittlere Bereich erstreckte sich für Männer zwischen 1.093 und 1.845 Euro. Während also mehr als ein Viertel der Männer über Alterseinkünfte oberhalb von 1.845 Euro verfügten, wiesen nur sehr wenige Frauen derartig hohe Bezüge auf.

<sup>19</sup> Das rechte Ende der „Antenne“ bezeichnet den größten Wert, der kleiner ist als der 75-Prozent-Quantilwert zuzüglich dem 1,5-fachen Abstand zwischen dem 25-Prozent- und dem 75-Prozent-Quantil (also zwischen den mittleren 50 Prozent). Betrüge beispielsweise die Höhe der Alterssicherung, die von 25 Prozent einer Gruppe unterschritten wird, 1.000 Euro (25-Prozent-Quantil) und betrüge die Alterssicherung, die von 75 Prozent nicht übertroffen wird, 1.500 Euro, so beschreibt die Länge der „Antenne“ ein Intervall von  $1,5 * 500$  Euro ( $=1,5 * (1.500 - 1.000 \text{ Euro})$ ), also 750 Euro. Die „Antenne“ endet also bei Alterseinkommen in Höhe von  $1.500 \text{ Euro} + 750 \text{ Euro} = 2.250 \text{ Euro}$ . Sollte niemand in der Gruppe über mehr als 2.250 Euro verfügen, so endet die „Antenne“ beim höchsten beobachteten Wert. Die Definition der linken Seite der „Antenne“ erfolgt analog.

In der folgenden Abbildung 5 sind auf der horizontalen Achse die Perzentile der Einkommensverteilung von Frauen und Männern abgetragen.<sup>20</sup> Die vertikale Achse beschreibt die Höhe der Unterschiede der durchschnittlichen Alterseinkommen zwischen Frauen und Männern im entsprechenden Perzentil.<sup>21</sup>

**Abbildung 5: Unterschiede der mittleren Alterseinkünfte in Perzentilen.**



Quelle: Darstellung durch Fraunhofer FIT auf Grundlage einer Sonderauswertung der ASID 2007.

Da die Einkommensverteilung nach der Höhe der Alterseinkünfte geordnet ist, steigen die Unterschiede in den Höhen der Alterssicherung zwischen Männern und Frauen. Besonders auffällig ist der stark wachsende Unterschied in den höchsten Perzentilen – auch hier wird deutlich, dass am oberen Ende der Verteilung der Alterseinkommen Männer über deutlich höhere Alterseinkommen verfügen als Frauen. (In der ASID lag bei den Alterseinkünften der Männer der höchste Betrag bei rund 12.650 Euro im Monat. Bei Frauen finden sich lediglich rund 7.000 Euro monatlich.) Auch im mittleren Bereich der Alterseinkommensverteilung erhalten Männer durchgehend eine höhere Alterssicherung, jedoch steigt dieser Unterschied über die mittleren Perzentile nur schwach an. Um die

<sup>20</sup> Ausgangspunkt ist die nach Höhe der Alterseinkommen geordnete Verteilung dieser Einkommen. Ein Perzentil ist nun so definiert, dass jeweils ein Prozent der Gruppe über ein Alterseinkommen im dem Perzentil entsprechenden Einkommensbereich verfügt. Beispiel: Wenn jene Männer die sich im unteren Rand der Einkommensverteilung befinden, ein Alterseinkommen zwischen 10 und 100 Euro besitzen und einen Anteil von einem Prozent an allen Männern darstellen, so stellen sie das erste Perzentil dar. Besitzen nun ein weiteres Prozent der Männer ein Einkommen zwischen 100 und 170 Euro, so stellen diese entsprechend das zweite Perzentil dar.

<sup>21</sup> Wären die Alterseinkommen von Männern innerhalb eines Perzentils, welches den Einkommensbereich zwischen 10 und 100 Euro ausmacht in etwa gleichmäßig verteilt, so lägen die durchschnittlichen Alterseinkünfte der Männer bei etwa 55 Euro. Läge das Alterseinkommen der Frauen im entsprechenden Perzentil der Verteilung der Alterseinkommen der Frauen bei 35 Euro, so wird auf der vertikalen Achse der Unterschied der Alterseinkommen zwischen Männern und Frauen, hier 20 Euro, abgetragen.

beschriebenen deutlichen Unterschiede in der Höhe der eigenen Alterssicherung von Frauen und Männern zu erklären, wird eine Reihe von biografischen Merkmalen herangezogen.

### Biografische Merkmale mit Eingang in die Analyse

Neben den Angaben zur Bezugsquelle und zum Umfang der Alterseinkünfte beinhaltet die ASID Angaben zu weiteren Merkmalen, welche die unterschiedliche Höhe der Alterseinkünfte zwischen den Geschlechtern erklären könnten. Dies sind beispielsweise die Erwerbsjahre, der Grad der erworbenen Bildung oder der Familienstand. Diese erklärenden Größen können in vier Kategorien zusammengefasst werden: aggregierte Informationen zum Erwerbsleben, Angaben zur beruflichen Stellung und zum Ausbildungshintergrund, soziale Merkmale und schließlich die Region des Wohnortes. Zusammen mit der Summe der eigenen Alterssicherung ergibt sich die in Tabelle 3 dargestellte vollständige Übersicht über die Variablen, die in der Dekompositionsanalyse verwendet werden.

**Tabelle 3: Übersicht der Variablen mit Eingang in die Analyse.**

zu erklärende Größe	Summe der Alterseinkünfte		logarithmierte monatliche Alterseinkünfte
erklärende Größen	Erwerbsleben	Tätigkeitsjahre nach Art der Anstellung	Anzahl der Jahre, Unterteilung nach: Beamter, öffentlicher Dienst, Privatsektor, Selbstständig
		Nicht-durchgehende Erwerbstätigkeit	Dummy Codierung
		Nie erwerbstätig	Dummy Codierung
	Stellung im Beruf und Ausbildung	Stellung im Beruf	Dummy Codierung, kategorisiert nach: Arbeiter, Angestellter, Beamter, Selbstständig
		Höchste abgeschlossene Ausbildung	Dummy Codierung, kategorisiert nach: Kein Abschluss, Ausbildung, Meister-/Fachhochschulabschluss, Hochschulabschluss, Sonstige
	Soziale Merkmale	Familienstand	Dummy Codierung, kategorisiert nach: Verheiratet, Geschieden, Verwitwet, Ledig
		Eigene Kinder	Anzahl der Kinder
	Region	Wohnort in neuen/alten Bundesländern	Dummy Codierung

Quelle: Darstellung durch Fraunhofer FIT.

Die Kategorie „Erwerbsleben“ enthält die Summe der Tätigkeitsjahre nach Art der Anstellung.<sup>22</sup> Unterschieden werden Selbständigkeit, Beschäftigung in der Privatwirtschaft, im öffentlichen Dienst sowie im Rahmen eines Beamtenverhältnisses. Diese Tätigkeitsgruppen wurden gewählt, da zwischen ihnen deutliche Unterschiede im Hinblick auf Beschäftigungssicherheit, Entlohnung und gesetzliche Regelungen zur Alterssicherung bestehen. Auch weisen die Gruppen Unterschiede in den durchschnittlichen Ausbildungszeiten und Lebensarbeitszeiten auf. Des Weiteren fallen in die Kategorie „Erwerbsleben“ ein Indikator für Personen, die nicht durchgehend erwerbstätig waren, und ein Indikator für Personen, die nie erwerbstätig waren. Mögliche Unterbrechungen im Erwerbsverlauf mindern in der Regel die eigene Alterssicherung.

Die Kategorie „Stellung im Beruf und Ausbildung“ beinhaltet zwei Blöcke von erklärenden Variablen. Die Stellung im Beruf wird unterschieden in Arbeiter, Angestellte, Beamte und Selbständige. Es ist davon auszugehen, dass die Stellung im Beruf, die die Haupttätigkeit über das gesamte Erwerbsleben erfasst, eine positive Korrelation mit der Anzahl der Tätigkeitsjahre nach Art der Anstellung aufweist.<sup>23</sup> Allerdings ist diese Korrelation nur im Falle von Beamten auffallend stark positiv, sowohl für die Gruppe der Frauen als auch für die Männer. Es ist dennoch unproblematisch alle jeweiligen Variablen zur Anzahl der Tätigkeitsjahre und zur Stellung im Beruf in die Analyse einzubeziehen. Der Koeffizientenschätzer für die berufliche Stellung erfasst den Ertrag, der aus einer bestimmten Stellung resultiert, während die Anzahl der Jahre die Steigerung in der eigenen Alterssicherung, die aus einem weiteren zusätzlichen Jahr folgt, beziffert. Gerade bei diesen letztgenannten Erträgen, die aus zusätzlichen Tätigkeitsjahren in bestimmten Anstellungsarten resultieren, unterscheiden sich Frauen und Männer erheblich (vergleiche S. 33). Daher ist eine differenzierte Betrachtung sowohl der Erträge aus den Tätigkeitsjahren in bestimmten Anstellungsarten als auch separat der Erträge aus einer bestimmten Beruflichen Stellung für die Analyse sinnvoll. Darüber hinaus beinhaltet die Kategorie „Stellung im Beruf und Ausbildung“ Variablen für die höchste abgeschlossene Ausbildung differenziert in die folgenden fünf Gruppen: ohne Abschluss, Ausbildung, Meister-/ Fachhochschulabschluss, Hochschulabschluss und sonstige Abschlüsse. Analog zu obiger Begründung unterscheiden sich diese Gruppen ebenfalls in der Regel in ihrem Erwerbseinkommen und damit auch in ihrem Alterseinkommen.<sup>24</sup>

Die Kategorie „soziale Merkmale“ enthält Informationen zum Familienstand sowie zur Anzahl der Kinder. Beide Größen haben einen Effekt auf die Höhe

<sup>22</sup> Angaben zur Höhe des Entgelts aus einer Tätigkeit oder speziell der Anzahl an Sozialversicherungspflichtigen Erwerbsjahren, beides relevante Größen für die in der GRV erworbenen Entgeltpunkte, sind in den Daten der ASID nicht enthalten.

<sup>23</sup> Eine Angabe zur Branche in der gearbeitet wurde, stellte sich nicht als signifikante Größe heraus und wurde daher von der Regressionsgleichung ausgeschlossen.

<sup>24</sup> Da in der Regel ein Zusammenhang zwischen dem höchsten Abschluss und dem Tätigkeitsniveau besteht, wurde von einer zusätzlichen Differenzierung nach dem Tätigkeitsniveau abgesehen.

der eigenen Alterssicherung, wie aus der Analyse des Gender Pension Gap bekannt ist. Beim Familienstand werden verheiratete, verwitwete, geschiedene und ledige Personen unterschieden. Die Kinderzahl wird zusätzlich zum Familienstand in der Regressionsschätzung berücksichtigt und somit für sie kontrolliert, um den reinen Effekt vom Familienstand „verheiratet“ zu erhalten. Die Anzahl der Kinder ist in den ASID Daten zwar für alle Frauen bekannt, im Falle der Männer jedoch nur für Verheiratete (über die Angabe ihrer Ehefrau). Bei Frauen ist eine positive aber keine stark positive Korrelation zwischen dem Familienstand „verheiratet“ und der Anzahl von Kindern zu beobachten. Bei den Männern ist wegen der genannten Untererfassung in den ASID Daten keine gültige Aussage über eine solche Korrelation möglich. Die Anzahl der Kinder wurde dennoch in die Analyse aufgenommen, da sie insbesondere für Frauen eine ausgesprochen relevante Rolle für Entscheidungen im Lebensverlauf spielt. Da in den hier betrachteten Geburtsjahrgängen bis 1942 (Personen, die im Jahr 2007 65 Jahre und älter waren) überwiegend Frauen Haushaltsführung und Kinderbetreuung übernommen haben, spielt die Anzahl der Kinder für die Gruppe der Männer eine untergeordnete Rolle. Frauen haben aufgrund von Kinderbetreuungszeiten zum einen mögliche Entgeltpunkte in der gesetzlichen Rentenversicherung erhalten aber zum anderen oftmals eher unterbrochene Erwerbsverläufe. Die Rentenhöhe von Männern der betrachteten Jahrgänge ist hingegen nicht von diesen Auswirkungen in Zusammenhang mit der Kinderzahl beeinflusst.

Schließlich wird die Region angegeben, in der eine betrachtete Person lebt, da zwischen den neuen und alten Bundesländern immer noch signifikante Einkommensunterschiede bestehen.

Die unterschiedlichen erklärenden Variablen lassen sich im Hinblick auf die zu erwartenden Analyseergebnisse in zwei Gruppen einteilen. Einerseits kann eine Reihe von Merkmalen identifiziert werden, bei denen davon auszugehen ist, dass sie eine eindeutige Wirkrichtung auf die zu erwartende Höhe der eigenen Alterssicherungsleistung haben, unabhängig davon ob es sich beim Empfänger der Leistung um eine Frau oder einen Mann handelt. Eine höhere Ausbildung, aufgrund derer ein höheres Lohnniveau zu erwarten ist, sollte generell einen positiven Einfluss auf die Höhe der Alterseinkünfte haben. Eine nicht durchgehende Erwerbstätigkeit dagegen sollte sich aufgrund der geringeren Anzahl von Beitragsjahren negativ auf das Alterseinkommen auswirken.

Andererseits gibt es Merkmale deren Wirkung vermutlich je nach Geschlecht des Leistungsbeziehers in eine andere Richtung geht. Verheiratet zu sein sollte beispielsweise negativ auf die Alterseinkünfte der Frauen wirken, aber positiv auf die der Männer. Gleiches gilt für die Anzahl der Kinder. Frauen unterbrechen zum Zweck der Kinderbetreuung häufiger ihre Erwerbstätigkeit als Männer, was sich negativ auf die Alterseinkünfte auswirken dürfte. Tätigkeitsjahre nach Art der Anstellung haben a priori keine klare Wirkungsrichtung. Zwar sollten die Tätigkeitsjahre generell positiv auf das Alterseinkommen wirken,

allerdings kann es in Verbindung mit der Unterscheidung nach Art der Anstellung zu unterschiedlichen Wirkrichtungen kommen.

## 4.2 Annahmen und Schätzmethodik

Das Ergebnis einer Dekompositionsanalyse ist von der Wahl der Referenzgröße  $b^*$  abhängig, wie in Abschnitt 3.3. dargestellt wurde. Diese Referenzgröße gilt als objektiver Ertrag, der im Idealfall durch eine bestimmte Ausstattung erzielt wird. Ein Referzertrag ist für jede einzelne der in Tabelle 3 aufgeführten erklärenden Größen festzulegen. Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung werden als Referzerträge die für Männer geschätzten Erträge ( $b^* = b_{\text{Mann}}$ ) herangezogen. Diese Annahme ermöglicht eine vereinfachte Interpretation der Effekte, da nun direkt die Abweichung der Gruppe der Frauen gegenüber der der Männer betrachtet werden kann. Zwei Argumente gaben den Ausschlag für die Wahl der von Männern erzielten Erträge als Bezugspunkt. Das sind die Vergleichbarkeit der Ergebnisse mit den Resultaten anderer Studien zur Dekompositionsanalyse einerseits und der enge Bezug zwischen der Höhe der Leistungen aus dem deutschen Alterssicherungssystem und dem Erwerbseinkommen andererseits.

In wissenschaftlichen Dekompositionsanalysen zur Lohndiskriminierung werden in der Regel die Löhne der besser bezahlten Personen den Löhnen der Mitglieder einer anderen Gruppe gegenübergestellt. Beispielsweise ist in US-amerikanischen Studien zur Diskriminierung aufgrund der Hautfarbe die Referenzgruppe die der Weißen. In Untersuchungen zur Lohndiskriminierung zwischen den Geschlechtern werden üblicherweise Männer als Referenzgruppe gewählt. Auch Frommert und Strauß (2012) haben in Ihrer Analyse der Unterschiede in den eigenen Alterssicherungsleistungen kommender Rentnerkohorten die Erträge der Männer als Bezugsgröße gewählt. Entsprechend wird in der vorliegenden Studie verfahren.

Neben der somit erzielten besseren Vergleichbarkeit der hier erzeugten Analyseergebnisse mit den Resultaten anderer Untersuchungen spielt auch folgende Überlegung zu objektiven Erträgen eine Rolle. Es kann argumentiert werden, dass die von Männern erzielten Erträge die tatsächlich objektiv zu erwartenden Größen besser approximieren als beispielsweise die Erträge von Frauen oder für beide Gruppen gemeinsam geschätzte Erträge. Die Begründung hierfür ist, dass die Erwerbskarrieren von Frauen deutlich heterogener sind als die der Männer. Hierbei unterscheiden sich Frauen nicht nur von Männern, sondern auch innerhalb der Gruppe der Frauen fallen die Biografien unterschiedlich aus. Phasen der Erwerbstätigkeit werden wegen Kindererziehung oder wegen der Pflege Angehöriger unterbrochen und im Anschluss nur teilweise oder in anderen Tätigkeitsfeldern wieder aufgenommen. Daraus folgt, dass der durchschnittliche Ertrag, der aus solchen heterogenen Erwerbsverläufen in der Summe resultiert, nicht für die Abschätzung einer global gültigen Größe geeignet ist. Die



Erträge von Männern eignen sich besser als Referenzgröße, da ihre gesamten Biografien und speziell auch ihre Erwerbsverläufe im Vergleich deutlich homogener verlaufen. Dies gilt ungeachtet eventueller Unterbrechungen wegen Phasen der Arbeitslosigkeit, zumindest in den hier betrachteten Kohorten.

Trotzdem hat die Wahl der Erträge von Männern als Referenzgröße auch Nachteile. Zum einen sollen nach Logik der Dekomposition die Ausstattungsdifferenzen mit einem objektiven Koeffizienten  $b^*$  gewichtet werden. Deshalb kann die Wahl  $b^* = b_{Mann}$  die Effekte der Ausstattungsdifferenzen verzerren. Dies ist der Fall, wenn beispielsweise die Koeffizienten, die die Erträge von Männern abbilden, gar nicht von Frauen erreicht werden können, was nicht zwangsläufig aus Diskriminierung resultieren muss. Beispielsweise könnten Frauen in anderen Berufsfeldern tätig sein, die eine niedrigere Vergütung beinhalten. Auch wenn Frauen in ihrem gesamten Erwerbsleben auf niedrigeren Hierarchiestufen verbleiben, führt das zu durchschnittlich geringeren Erträgen. Zum anderen wird eine mögliche Abweichung des Effekts der Erklärungsgrößen von Männern im Vergleich zu einem objektiven Ertrag (erster Term des unerklärten Teils in Gleichung (2)) als nichtexistent angenommen. Mit anderen Worten, eine eventuelle „positive“ Diskriminierung von Männern, wie in Abschnitt 3.2 angesprochen, würde nicht aufgedeckt, da die Erträge der Männer nicht mit der objektiven unbekanntem Größe verglichen werden. Da die Intention der Dekompositionsanalyse jedoch die Untersuchung der Unterschiede zwischen Frauen und Männern ist und nicht eine allgemeine Untersuchung zu Abweichungen von einem diskriminierungsfreien Ertrag, können diese Probleme vernachlässigt werden.

Für die Dekompositionsanalyse wurde die Höhe der Alterssicherungsleistungen nicht in absoluter, sondern in logarithmierter Form verwendet. Dies ermöglicht die Interpretation eines Koeffizienten der Regressionsanalyse als prozentualer Anstieg der zu erklärenden Größe bei einer Erhöhung der entsprechenden erklärenden Variablen um eine Einheit.<sup>25</sup> Zudem können nicht logarithmierte Werte aufgrund einzelner Beobachtungen mit extremen Ausprägungen zu verzerrten Varianzen und damit einhergehend zu inkorrekt bezifferten Signifikanzniveaus führen. Dies gilt insbesondere für monetäre Größen wie die Summe der Alterseinkünfte. Durch die Logarithmierung ergibt sich eine geglättete Verteilung der Werte, die weniger anfällig für Verzerrungen ist. Die Ergebnisse der Dekomposition werden in Abschnitt 4.3 dargestellt.

<sup>25</sup> Eine logarithmische Spezifikation ist möglich, da hier nur Rentner mit strikt positiver eigenständiger Alterssicherung betrachtet werden. Bei der Logarithmierung werden also Beobachtungen mit Alterssicherungsleistungen in Höhe von Null ausgeschlossen. Auch vermeidet die Konzentration auf Rentner mit strikt positiver eigenständiger Alterssicherung, dass Selektionseffekte geschätzt werden oder nicht-lineare Schätzmethoden – wie z.B. Tobit-Modelle – Anwendung finden müssen.

### 4.3 Dekompositionsanalyse: Ergebnisse für die jüngste Kohorte der 65- bis unter 70-Jährigen

Der Gender Pension Gap setzt sich dem Dekompositionsverfahren zufolge zu 27 Prozent aus dem Ausstattungsunterschied, dem erklärten Teil, und zu 73 Prozent aus dem Unterschied der Regressionskoeffizienten, dem unerklärten Teil, zusammen.<sup>26</sup> D. h., 27 Prozent des Gender Pension Gap können vor allem durch Unterschiede bei den Erwerbsjahren und den weiteren in Tabelle 4 genannten Ausstattungsunterschieden erklärt werden. Hätten Frauen die gleichen Ausstattungen wie Männer, wäre der erklärte Teil des Gender Pension Gap gleich Null. Die verbleibenden 73 Prozent resultieren aus den unterschiedlichen Erträgen der Ausstattungen von Männern und Frauen. Beide Teile werden nun im Einzelnen betrachtet.

Hierbei muss beachtet werden, dass es sich bei den dargestellten Ergebnissen um eine Zerlegung des Unterschieds zwischen den durchschnittlichen Alterseinkünften beider Geschlechter handelt. Bei einer gegebenen Größe des gesamten Gap erfolgt anhand des Dekompositionsverfahrens die Aufteilung danach, welchen Beitrag einzelne Merkmale zum Gender Pension Gap leisten. Dies bedeutet, dynamische Inferenzen, also die Wirkung einer Änderung in Ausstattungen oder Erträgen auf den Gender Pension Gap, sind grundsätzlich nur *ceteris paribus* im Rahmen dieses statistischen Modells zu interpretieren.

#### 4.3.1 Der erklärte Teil des Gender Pension Gap

Wie oben beschrieben (vergleiche Gleichung (3) in Abschnitt 3.3), setzt sich der erklärte Teil der Dekompositionsanalyse aus dem Unterschied in der durchschnittlichen Ausstattung zwischen Männern und Frauen,  $(\bar{X}_{Mann} - \bar{X}_{Frau})$ , und der Bewertung mit dem Referenzertrag  $b_{Mann}$  zusammen. Der erklärte Teil  $(\bar{X}_{Mann} - \bar{X}_{Frau}) * b_{Mann}$  beschreibt, wie sich die Differenz der durchschnittlichen eigenen Alterssicherungsleistungen für Frauen und Männern bei Variation der Ausstattungsmerkmale bei gegebenem Ertragskoeffizienten verändert. Damit lässt sich beziffern, um welchen Betrag die eigene Alterssicherung von Frauen anders ausfallen würde, wenn sie die gleiche durchschnittliche Ausstattung wie Männer hätten. Betrachtet man die durchschnittliche Ausstattung jeder Gruppe,  $\bar{X}_{Mann}$  bzw.  $\bar{X}_{Frau}$ , kann der Durchschnitt der Frauen größer, gleich oder kleiner als der der Männer ausfallen. Die folgende Matrix fasst die möglichen Wirkrichtungen zusammen. Der Fall, dass die Differenz der Ausstattungen oder der Ertrag gleich Null sind, ist nicht in der Matrix enthalten, da bei

<sup>26</sup> Da es sich bei der zu erklärenden Variable um die logarithmierten Alterseinkünfte handelt ist eine direkte monetäre Interpretation des Gap nicht möglich. Zwar lässt sich aus den Mittelwerten der logarithmierten Alterseinkünfte beider Gruppen per Exponentialfunktion die entsprechenden mittleren Einkommen in Euro ermitteln, der Gap selbst kann jedoch aufgrund der Eigenschaften eines Logarithmus nicht analog „Entlogarithmisiert“ werden. Daher werden im folgenden beide Teile des Gap, sowie die Effekte der einzelnen erklärenden Variablen als Anteile des Gender Pension Gap, bzw. als Anteile des jeweiligen Gap angegeben.

der Multiplikation von Ausstattung und Ertrag das Ergebnis gleich Null wäre und folglich der Beitrag zum erklärten Teil Null ist.

**Abbildung 6: Matrix der möglichen Wirkrichtungen der Komponenten des erklärten Teils.**

Ausstattungsunterschied ( $\bar{X}_{Mann} - \bar{X}_{Frau}$ )	Referenzertrag ( $b_{Mann}$ )	
	$b_{Mann} > 0$	$b_{Mann} < 0$
$\bar{X}_{Mann} > \bar{X}_{Frau}$	Gap steigt	Gap sinkt
$\bar{X}_{Mann} < \bar{X}_{Frau}$	Gap sinkt	Gap steigt

Quelle: Darstellung durch Fraunhofer FIT.

Die Ergebnisse des erklärten Teils der Dekompositionsanalyse finden sich in Tabelle 4. Die Werte in der Spalte „Unterschiede in Ausstattung“ entsprechen dabei der Differenz zwischen den durchschnittlichen Merkmalsausprägungen von Männern und Frauen, ( $\bar{X}_{Mann} - \bar{X}_{Frau}$ ). Die positive Differenz in Höhe von 10,332 bei den Tätigkeitsjahren in der Privatwirtschaft, wie in der ersten Zeile von Tabelle 4 angegeben, zeigt beispielsweise, dass Männer durchschnittlich 10,332 Jahre länger einer solchen Tätigkeit nachgegangen sind. Diese Differenz wird mit dem Regressionskoeffizienten der Referenzkategorie, dem Ertrag  $b_{Mann}$  der Männer bewertet, der in der letzten Spalte der Tabelle angegeben ist. Hieraus ergibt sich der Effekt dieser Variable auf den Gender Pension Gap.

Der Regressionskoeffizient von Männern für das Beispiel der Tätigkeitsjahre in der Privatwirtschaft bemisst 0,013 und besagt, dass sich die Beschäftigung in der Privatwirtschaft positiv auf die Alterseinkünfte von Männern auswirkt. Da, wie beschrieben, die logarithmierten Alterseinkünfte in die Analyse eingehen, entspricht dies einer Steigerung von 1,3 Prozent je zusätzlichem Tätigkeitsjahr in der Privatwirtschaft.

Der Effekt selbst im Beispiel der Tätigkeitsjahre in der Privatwirtschaft beträgt somit 0,134 (= 10,332 \* 0,013). Berechnet man alle Effekte der Merkmale in Tabelle 4 analog und summiert die Ergebnisse dieser Berechnung auf, so ergibt sich der erklärte Teil des Gap. Für eine einfachere Interpretation und eine direktere Darstellung wird der jeweilige Einfluss der einzelnen Merkmale als prozentualer Anteil am erklärten respektive unerklärten Teil angegeben (in Relation zur Summe der Merkmalseffekte im erklärten Teil). Im Fall des Beispiels tragen die Tätigkeitsjahre in der Privatwirtschaft 55 Prozent zum erklärten Teil bei (Spalte „Beitrag zum erklärten Teil in Prozent“ in Tabelle 4).

Tabelle 4: Ergebnisse erklärter Teil des Gender Pension Gap für die 65- bis unter 70-Jährigen, ASID 2007.

Kategorie	Merkmal	Beitrag zum erklärtem Teil in Prozent	Unterschiede in Ausstattung	Regressionskoeffizient der Referenzkategorie
Erwerbsleben	Tätigkeitsjahre: Privatwirtschaft	55,45 ***	10,332	0,013
	Tätigkeitsjahre: Selbstständig	-2,98 *	1,022	-0,007
	Tätigkeitsjahre: Öffentlicher Dienst	-10,27 ***	-1,670	0,015
	Tätigkeitsjahre: Beamter	23,04 ***	2,567	0,022
	nicht durchgehend erwerbstätig	7,91	-0,373	-0,051
	nie erwerbstätig	0,10	-0,002	-0,160
Stellung im Beruf und Ausbildung	Arbeiter	-3,92 **	0,077	-0,123
	Angestellter	-8,45 **	-0,176	0,116
	Beamter	5,08	0,068	0,181
	Selbstständiger	-0,19	0,032	-0,014
	ohne Berufsausbildung	16,80 ***	-0,189	-0,215
	Ausbildung	0,74	-0,023	-0,078
	Meister-/ Fachhochschulabschluss	1,47	0,160	0,022
	Hochschulabschluss	6,55 ***	0,053	0,301
Sonstiger Abschluss	0,01	-0,001	-0,030	
Soziale Merkmale	Verheiratet	7,48 ***	0,168	0,108
	Verwitwet	-4,85 ***	-0,152	0,077
	Geschieden	1,25 **	-0,021	-0,142
	Ledig	-0,09	0,005	-0,043
	Anzahl Kinder	1,19	-0,416	-0,007
Region	neue Bundesländer	3,71 **	-0,026	-0,340

Quelle: Berechnungen durch Fraunhofer FIT auf Grundlage einer Sonderauswertung der ASID 2007.

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

## Erwerbsleben

In der Kategorie „Erwerbsleben“ finden sich Merkmale mit erheblichem Einfluss auf die Höhe des erklärten Teils. Die größte Wirkung auf die Differenz im erklärten Teil hat dabei mit über 55 Prozent der Unterschied bei den Tätigkeitsjahren in der Privatwirtschaft. Dieses Merkmal trägt maßgeblich zur erklärten Differenz bei, da Tätigkeitsjahre in der Privatwirtschaft einen positiven Effekt auf eigene Alterseinkünfte haben: Der Regressionskoeffizient der Referenzkategorie ist positiv und beträgt 0,013. Frauen waren im Durchschnitt rund 10 Jahre kürzer in der Privatwirtschaft tätig als Männer. Der Unterschied bei diesem Ausstattungsmerkmal ist positiv. Die höhere Anzahl an Tätigkeitsjahren in der Privatwirtschaft bei den Männern begründen also die erklärte Differenz zwischen Frauen und Männern, da Frauen in dieser positiv auf das Alterseinkommen wirkenden Variable (bewertet auf Basis der Referenzkategorie) schlechter ausgestattet sind.

Ein ähnlich bedeutender Effekt findet sich bei dem Merkmal „Tätigkeitsjahre als Beamter“ mit rund 23 Prozent,<sup>27</sup> der sich analog zu den Tätigkeitsjahren in der Privatwirtschaft erklären lässt. Das Merkmal „nicht durchgehende Erwerbstätigkeit“ erhöht den erklärten Teil des Gap um rund 8 Prozent. Frauen weisen aufgrund von Kindererziehungszeiten häufiger unterbrochene Erwerbsbiografien auf als Männer. Gleichzeitig mindern unterbrochene Erwerbsbiografien die Alterseinkünfte, die Wirkrichtung ist somit negativ. Da Frauen also in einer negativ auf das Alterseinkommen wirkenden Variable eine stärkere Ausstattung aufweisen als Männer, vergrößert sich der Gap.

Zwei Merkmale dieser Kategorie bedürfen einer Erläuterung. Erstens wirkt sich das Merkmal „Selbständigkeit“ negativ auf die eigene Alterssicherung im Drei-Säulen-System aus. In der Regel sollten Jahre, in denen man einer Tätigkeit nachgeht, das Alterseinkommen verbessern. Bei selbstständiger Erwerbstätigkeit wirken Tätigkeitsjahre jedoch negativ auf das Alterseinkommen. Dies kann u.a. folgenden Grund haben: Ein Teil der Selbstständigen ist nicht in einem Pflichtversicherungssystem obligatorisch abgesichert und aufgrund der oftmals niedrigen Einkommen der nicht pflichtversicherten Selbstständigen, die häufig als Solo-Selbstständige ihrer Tätigkeit nachgehen, werden oftmals nur niedrige Beiträge für die Altersvorsorge aufgewendet. Hierdurch stellen sich Selbstständige oftmals schlechter als abhängig Beschäftigte. Zweitens weisen Frauen im Durchschnitt mehr Tätigkeitsjahre im öffentlichen Dienst auf als Männer. Frauen im öffentlichen Dienst sind oftmals auf niedrigeren Qualifikationsstufen tätig, die eine relativ kürzere Ausbildungsdauer erfordern. Dadurch beginnen sie bereits früh Tätigkeitsjahre zu kumulieren. Zusätzlich ist davon auszugehen, dass der öffentliche Dienst eine bessere Vereinbarkeit von Beruf und Familie ermöglicht und damit Frauen eine durchgehende Erwerbstätigkeit vereinfacht oder einen frühen Wiedereinstieg erleichtert. Hieraus ergibt sich für diese Vari-

<sup>27</sup> Beamte sind in der ASID getrennt von Mitarbeiter im öffentlichen Dienst ausgewiesen.

able mit rund 10 Prozent der stärkste negative Effekt auf den erklärten Teil des Gap. Umgekehrt gilt, hätten Frauen dieselbe niedrige Anzahl an Tätigkeitsjahren im öffentlichen Dienst wie Männer, so wäre der erklärte Teil des Gap rund 10 Prozent größer. Die besondere Situation von Frauen im öffentlichen Dienst, die im Durchschnitt mehr Dienstjahre aufweisen als ihre männlichen Gegenüber, ist dabei nicht nur im hier angestellten Vergleich zwischen den Geschlechtern gegeben. Frauen mit Erwerbsjahren im öffentlichen Dienst erzielen im Durchschnitt ein höheres Alterseinkommen als Frauen in der Privatwirtschaft. Gründe hierfür sind, dass sie mehr Erwerbsjahre aufweisen und im öffentlichen Dienst die Inanspruchnahme der betrieblichen Altersvorsorge in einem größeren Maße vorliegt als in der Privatwirtschaft.

### **Stellung im Beruf und Ausbildung**

In der Kategorie „Stellung im Beruf und Ausbildung“ tragen die Merkmale zur „Stellung im Beruf“ in der Summe zur Senkung des erklärten Teils des Gap bei, während die Bildungsvariablen zu einer Vergrößerung des erklärten Teils beitragen. Der Effekt der Bildung überwiegt dabei den der beruflichen Stellung.

Bei den Merkmalen zur beruflichen Stellung führt eine Tätigkeit als Angestellter mit rund 8 Prozent zum größten dämpfenden Effekt. Dies ist dadurch bedingt, dass diese Variable bei der Referenzgruppe, den Männern, positiv auf das Alterseinkommen wirkt (da das durchschnittliche Erwerbseinkommen von Angestellten größer ist als von Arbeitern) während Frauen hier im Vergleich zu Männern stärker ausgestattet sind (Frauen sind im Durchschnitt häufiger als Angestellte tätig als Männer).

Des Weiteren wirkt in der Dekomposition eine Tätigkeit als Arbeiter oder Selbstständiger im Vergleich zu den anderen beruflichen Stellungen bei Männern negativ auf das Alterseinkommen. Die Richtung des Effekts der Selbstständigkeit lässt sich analog zu den Überlegungen zu den Tätigkeitsjahren als Selbstständiger begründen. Die Gruppe der Selbständigen ist sehr heterogen und viele Selbständige sind nicht rentenversicherungspflichtig und haben eher geringe Einkommen. Dies spiegelt sich im Vergleich zu anderen beruflichen Stellungen in der geringeren eigenen Altersvorsorge wider. Arbeiter hingegen verdienen im Vergleich zu Personen in anderen beruflichen Stellungen wie Beamte und Angestellte im Laufe ihres Lebens weniger. Gleichzeitig üben Frauen im Vergleich zu Männern weniger häufig eine Tätigkeit als Arbeiterin oder Selbstständige aus. Die Differenz bei diesen Ausstattungsmerkmalen ist positiv. Somit ergeben sich für Frauen in beiden beruflichen Stellungen bei Bewertung mit den negativen Erträgen der Männer negative Beiträge zum erklärten Teil. Die relativ häufigeren Tätigkeiten als Arbeiter oder Selbstständige bei den Männern im Vergleich zu den Frauen senken aufgrund des negativen Regressionskoeffizienten den erklärten Teil des Gap. Die Effekte dieser beiden Variablen sind jedoch nur schwach ausgeprägt und haben dadurch nur minimalen Einfluss auf das Ausmaß des erklärten Teils.

Einen erheblich stärker ausgeprägten Einfluss weisen die Bildungsvariablen auf. Den stärksten Beitrag zum erklärten Teil hat eine nicht abgeschlossene Berufsausbildung mit rund 17 Prozent. Eine nicht abgeschlossene Berufsausbildung wirkt negativ auf das Alterseinkommen (der Regressionskoeffizient der Referenzkategorie ist negativ) und zudem haben Frauen häufiger keine abgeschlossene Berufsausbildung als Männer (Unterschiede der Ausstattung sind ebenfalls negativ). Rund 30 Prozent der im Jahr 2007 über 64-Jährigen Frauen haben keine abgeschlossene Berufsausbildung, während dies nur auf rund 10 Prozent der Männer zutrifft. Dadurch steigt die Differenz der erklärten Unterschiede der Alterseinkünfte. Die Richtung dieses Effektes ist wenig überraschend im Hinblick darauf, dass die Kohorte der 65- bis unter 70-Jährigen betrachtet wird, bei deren Mitgliedern der Zeitpunkt, zu dem eine solche Ausbildung absolviert werden konnte, schon eine erhebliche Zeit zurückliegt und damals die Bildungsteilnahme von Frauen nicht gleich der der Männer war. Da gleichzeitig das klassische Familienmodell erheblich dominanter ausgeprägt war als heutzutage, kann ein fehlender Berufsabschluss als ein wichtiger, den Gap determinierender, Faktor gesehen werden. Die Variablen des Bildungskomplexes für höhere Bildung (Meister-/FH- und Hochschulabschlüsse) zeigen im Durchschnitt erheblich mehr Männer mit den entsprechenden Abschlüssen auf als Frauen. Insbesondere kann hierbei auf die Variable „Meister-/ Fachhochschulabschluss“ verwiesen werden. Mit rund 23 Prozent bei Männern und rund 7 Prozent bei Frauen findet sich hier, ähnlich zu Personen ohne Berufsausbildung, ein erheblicher Unterschied. Dieser geringe Anteil von Frauen ist dadurch zu erklären, dass ein Großteil der in den ASID Daten angegebenen Meisterabschlüsse auf gewerblich-technische Branchen entfällt, in denen Frauen der betrachteten Jahrgänge bei Abschlüssen nur eine untergeordnete Rolle gespielt haben. Die Variable Ausbildung wirkt trotz stärkerer Ausstattung von Frauen positiv auf den erklärten Teil des Gap, da die Wirkrichtung der Referenzkategorie negativ ist. Diese Wirkrichtung ist dahingehend zu interpretieren, dass bei Männern dieser Bildungsabschluss im Vergleich zu anderen höheren Abschlüssen negativ auf die Alterseinkünfte wirkt. Arbeitsstellen, die sich durch gut dotierte Gehaltszahlungen auszeichnen, bedürfen im Allgemeinen eher höhere Bildungsabschlüsse.

### Soziale Merkmale

In der Kategorie „soziale Merkmale“ finden sich zwei Haupteinflussgrößen. Der Familienstand „verheiratet“ erhöht den erklärten Teil des Gap um rund 7 Prozent, während der Familienstand „verwitwet“ die Differenz senkt. In beiden Kategorien besitzen die Regressionskoeffizienten der Referenzkategorie positive Vorzeichen. Dies ist dadurch begründet, dass Männer im Rahmen des klassischen Familienmodells von ihrer Ehe profitieren, was sich auch direkt auf das Alterseinkommen auswirkt. Dieser Effekt findet sich auch bei verwitweten Männern. Sie waren vorher verheiratet und profitieren ebenfalls. Bezüglich der Unterschiede in den Ausstattungen dieser beiden Variablen ist aus Tabelle 4 zu

erkennen, dass mehr Männer als Frauen verheiratet sind. Dies ist einerseits dadurch begründet, dass Ehefrauen, die jünger als 65 sind, nicht betrachtet werden. Andererseits sind in der Kohorte der über 65- bis unter 70-Jährigen Frauen häufiger verwitwet als Männer. Im Vergleich zum Status „verheiratet“ stellen sich ledige oder geschiedene Männer schlechter, was an den negativen Erträgen erkennbar ist. Zusammengefasst haben die Merkmale dieser Kategorie jedoch nur geringen Einfluss auf das Ausmaß des Gap.

### **Region**

Bei der Variable „neue Bundesländer“ weisen Frauen eine stärkere Ausstattung auf als Männer. Zusätzlich wirkt ein Wohnsitz in den neuen Bundesländern negativ auf das Alterseinkommen, was auf die strukturellen Unterschiede zwischen den alten und neuen Bundesländern zurückzuführen ist. Der erklärte Teil des Gap weitet sich dadurch um rund 4 Prozent aus.

### **Zusammenfassung**

Insgesamt überwiegen in den Variablen positive Effekte, was dazu führt, dass man einen positiven, erklärten Unterschied erhält. Im Allgemeinen steigt der erklärte Teil der Differenz deswegen an, weil Frauen in positiv wirkenden Variablen (wie den Tätigkeitsjahren) eine geringere Ausstattung aufweisen oder in negativ wirkenden Variablen (wie beispielsweise der Variable „keine Berufsausbildung“) eine höhere Ausstattung haben. Die Wirkung der Ausstattungsunterschiede in den Tätigkeitsjahren ist dabei die direkte Folge des Rentensystems im Zusammenwirken mit sozialen Gegebenheiten. Durchschnittlich weisen Frauen weniger Tätigkeitsjahre auf, da sie beispielsweise für eine Kindererziehung ihre Erwerbstätigkeit unterbrechen oder erst gar nicht aufnehmen. Ein weiterer Indikator hierfür ist, dass die Ausstattungsunterschiede in stärker reglementierten Bereichen wie bei Beamten erheblich geringer ausfallen.



### 4.3.2 Der unerklärte Teil des Gender Pension Gap

Für den unerklärten Teil des Gender Pension Gap ist die Differenz zwischen den einzelnen Regressionskoeffizienten ( $b_{Mann} - b_{Frau}$ ), d.h. zwischen den Erträgen, von zentraler Bedeutung. Diese Differenz zwischen den Erträgen bestimmt die Wirkrichtung des Effekts im unerklärten Teil, da die Ausstattung der Frauen,  $\bar{X}_{Frau}$ , nur positive Werte oder den Wert Null annehmen kann. Wirkt eine Variable bei Frauen schwächer auf das Alterseinkommen als bei Männern, so erhöht dies den unerklärten Teil und somit die Differenz der Alterseinkünfte.

Abbildung 7 enthält eine Übersicht der möglichen Wirkrichtungen der Komponenten des unerklärten Teils. Im Allgemeinen kann man bezüglich der Unterschiede in den Regressionskoeffizienten zwei Kategorien unterscheiden. In die erste Kategorie fallen jene Variablen, für die die Regressionskoeffizienten beider Geschlechter das gleiche Vorzeichen aufweisen (Spalten eins und drei in Abbildung 7). Der Unterschied der Regressionskoeffizienten spiegelt in diesem Fall die unterschiedliche Wirkungsstärke wider. In die zweite Kategorie fallen jene Variablen, bei denen die geschlechtsspezifischen Regressionskoeffizienten unterschiedliche Vorzeichen aufweisen (Spalten zwei und vier in Abbildung 7). In diesem Fall wird die Wirkrichtung des Effektes einer Variablen direkt durch das Vorzeichen der Männer determiniert. Variablen, die bei Männern negativ und bei Frauen positiv wirken, senken die Differenz der Alterseinkünfte, und Variablen, die bei Männern positiv und bei Frauen negativ wirken, erhöhen die Differenz.

Abbildung 7: Übersicht der möglichen Wirkrichtungen der Komponenten des unerklärten Teils.

Ertragsunterschied ( $b_{Mann} - b_{Frau}$ ) > 0		Ertragsunterschied ( $b_{Mann} - b_{Frau}$ ) < 0	
$b_{Mann} > b_{Frau} > 0$	$b_{Mann} > 0 > b_{Frau}$	$0 > b_{Mann} > b_{Frau}$	$b_{Mann} < 0 < b_{Frau}$
Gap steigt	Gap steigt	Gap sinkt	Gap sinkt

Quelle: Darstellung durch Fraunhofer FIT.

Die Ergebnisse für den unerklärten Teil sind in Tabelle 5 angegeben. Es wird ersichtlich, dass die Unterschiede in den Regressionskonstanten<sup>28</sup> einen großen determinierenden Faktor des Ausmaßes des unerklärten Teils darstellen, während der überwiegende Teil der erklärenden Variablen den unerklärten Teil reduziert. Der Effekt der Konstante ist dabei jener Teil des unerklärten Gap, welcher sich nicht durch die berücksichtigten erklärenden Merkmale abbilden

<sup>28</sup> Bei Regressionen wird üblicherweise ein konstanter Term  $b_i^0$  in die Schätzgleichung mit aufgenommen. Diese Regressionskonstante ist von der Interpretation her mit dem Achsenabschnitt einer Gerade vergleichbar, der die Schätzung auf einem gewissen Ausgangsniveau „verankert“. Bei der Dekompositionsanalyse ergibt sich nun der Term  $b_{Mann}^0 - b_{Frau}^0$ . Da es sich hierbei auch um Unterschiede in den Regressionskoeffizienten handelt, wird dieser Term dem unerklärten Teil zugerechnet.

lässt. Selbst wenn alle Variablen und Koeffizienten für Männer und Frauen identisch wären, würden Männer höhere Alterseinkünfte erhalten, wie die höhere Konstante zeigt. Dies sollte jedoch nicht als eine generelle „Basisdiskriminierung“ von Frauen interpretiert werden. Vielmehr spiegelt es die Tatsache wider, dass nicht der gesamte unerklärte Teil des Gap auf Unterschiede in den Erträgen der verwendeten erklärenden Variablen entfällt.

**Tabelle 5: Ergebnisse unerklärter Teil des Gender Pension Gap für die 65- bis unter 70-Jährigen, ASID 2007.**

Kategorie	Merkmal	Beitrag zum unerklärtem Teil in Prozent	Unterschiede in Regressionskoeffizienten
Erwerbsleben	Tätigkeitsjahre: Privatwirtschaft	-38,6 ***	-0,01
	Tätigkeitsjahre: Selbstständig	-3,8 ***	-0,013
	Tätigkeitsjahre: Öffentlicher Dienst	-16,7 ***	-0,02
	Tätigkeitsjahre: Beamter	-0,3	-0,002
	nicht durchgehend erwerbstätig	10,3	0,17
	nie erwerbstätig	0,1	0,23
Stellung im Beruf und Ausbildung	Arbeiter	2,3	0,05
	Angestellter	18,3 ***	0,20
	Beamter	-2,3 ***	-0,62
	Selbstständiger	1,2	0,15
	ohne Berufsausbildung	0,2	0,004
	Ausbildung	2,3	0,03
	Meister-/ Fachhochschulabschluss	-0,6 *	-0,06
	Hochschulabschluss	0,2	0,03
Soziale Merkmale	Sonstiger Abschluss	0,03	0,003
	Verheiratet	27,0 ***	0,27
	Verwitwet	7,3 ***	0,22
	Geschieden	-4,7 ***	-0,32
	Ledig	-1,6 ***	-0,18
Region	Anzahl Kinder	-1,0	-0,003
	neue Bundesländer	-9,4 ***	-0,25
Konstante		109,9	0,70

Quelle: Berechnungen durch Fraunhofer FIT auf Grundlage einer Sonderauswertung der ASID 2007.

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

## Erwerbsleben

Beim Merkmal „Tätigkeitsjahre in der Privatwirtschaft“ ist die Differenz bei den Regressionskoeffizienten negativ. Daher wird der unerklärte Teil des Gap durch das Merkmal „Tätigkeitsjahre in der Privatwirtschaft“ gemindert, und zwar um 39 Prozent. Dies bedeutet, ohne dieses Merkmal würde der unerklärte Teil des Gender Pension Gap um 39 Prozent größer ausfallen. Beim Merkmal „Tätigkeitsjahre im öffentlichen Dienst“ findet sich ein gleich gerichteter Effekt von rund 17 Prozent. Die Richtung dieser Effekte ist dadurch begründet, dass sowohl für Männer als auch für Frauen diese Tätigkeitsjahre positiv auf das eigene Alterseinkommen wirken. Dabei liegt bei Frauen ein stärkerer positiver Effekt vor. Die Variablen fallen demnach in die erste Kategorie. Es fällt auf, dass die Tätigkeitsjahre in der Privatwirtschaft die stärkste positive Größe im erklärten Teil darstellte. Im unerklärten Teil wird dagegen die Wirkung der Regressionskoeffizienten betrachtet. Hierbei mag es auf den ersten Blick verwunderlich erscheinen, dass Frauen stärker von zusätzlichen Tätigkeitsjahren profitieren als Männer, da Frauen im Durchschnitt einen geringeren Verdienst als Männer aufweisen. Jedoch waren die betrachteten Männer im Durchschnitt mehr Jahre erwerbstätig als Frauen – dies trug wesentlich zur Erklärung der Unterschiede in der Höhe der Alterssicherungsleistungen bei. Zum einen erfasst nun der Logarithmus den prozentualen Zuwachs. Bei niedrigerem Ausgangsniveau in der Alterssicherung der Frauen fällt somit für eine gegebene Betragsmäßige Erhöhung die prozentuale Steigerung der Alterseinkommen bei Frauen größer aus als bei Männern. Zum anderen kann vermutet werden, da der relative Zuwachs an Lohn (und damit an Alterssicherungsleistung) mit steigenden Erwerbsjahren geringer ausfällt, dass das beobachtete Phänomen wie folgt begründet werden kann: Bedingt durch das Mehr an Jahren in Erwerbstätigkeit bei Männern verfügen Männer im Mittel auch über mehr Jahre in Erwerbstätigkeit mit geringeren Zuwächsen im Lohn gegen Ende ihrer Erwerbsbiografie. Das Regressionsmodell unterstellt aber einen linearen Zusammenhang zwischen der Zahl der Jahre in Erwerbstätigkeit und der Höhe der Alterssicherungsleistung. Der relative mittlere Zuwachs an Alterssicherungsleistung bei Erhöhung der Erwerbstätigkeit um ein Jahr (und damit der Regressionskoeffizient) kann also durch die geringere Zahl an Erwerbsjahren bei Frauen größer sein als bei Männern. Zudem mag es sein, dass Frauen höhere mittlere Einkommenszuwächse verzeichnen, weil sie tendenziell häufiger als Männer nicht in Vollzeit ins Erwerbsleben eingestiegen sind. Dies lässt sich nicht durch den hier berechneten Koeffizienten beziffern, da dieser misst, was ein zusätzliches Jahr Erwerbstätigkeit unabhängig von einer Teilzeit- oder Vollzeittätigkeit bringt. Der Koeffizient beziffert nicht, was ein Jahr Erwerbstätigkeit generell an Alterssicherungsleistungen mit sich bringt.

Diese Ausführungen zu den relativen Zuwächsen können auch erklären, warum in der Dekomposition die Jahre der Erwerbstätigkeit im öffentlichen Dienst oder als Beamter mit 39 respektive 16 Prozent nur im geringeren Maß zur Reduzie-

rung des unerklärten Teils der Unterschiede in der Höhe der Alterssicherung beitragen als Jahre in der Privatwirtschaft. Dieser Effekt kann entstehen, wenn der Unterschied an Erwerbsjahren zwischen Frauen und Männern geringer ist als in der Privatwirtschaft. Mehr Dienstjahre führen zu einem geringeren durchschnittlichen Ertrag eines zusätzlichen Jahres.

Vor diesem Hintergrund können die Schwierigkeiten bei der Interpretation der Ergebnisse für den unerklärten Teil der Differenz verdeutlicht werden: So könnte es zum Beispiel sein, dass bei steigender Zahl der Erwerbsjahre von Frauen – die den erklärten Teil des Gap senken würden - bedingt durch den abnehmenden Ertrag der zusätzlichen Jahre gleichzeitig der unerklärte Teil des Gap steigen würde. Dies wäre dann der Fall, wenn der Ertrag eines zusätzlichen Jahres Erwerbstätigkeit unter diesen geänderten Bedingungen für Frauen geringer ist als für Männer. Auch an dieser Stelle wird deutlich, dass eine Interpretation des unerklärten Teils des Gap als Diskriminierung nicht möglich ist, und das Hauptaugenmerk auf der erklärten Komponente liegen sollte.

### **Stellung im Beruf und Ausbildung**

In der Kategorie „Stellung im Beruf und Ausbildung“ finden sich überwiegend positive Effekte, diese haben aber keinen großen Einfluss auf das Ausmaß des Gap. Die einzige Ausnahme ist das Merkmal einer beruflichen Stellung als Angestellter mit einem Effekt von rund 18 Prozent. Dieses Merkmal verdient besondere Aufmerksamkeit da es, anders als die anderen Variablen zur beruflichen Stellung, unterschiedliche Vorzeichen für Männer und Frauen aufweist. Bei Männern findet sich ein positives Vorzeichen des Regressionskoeffizienten, bei Frauen ein negatives. Entsprechend Abbildung 7 ergibt sich ein positiver Effekt auf den Gap. Das negative Vorzeichen bei den Frauen kann dadurch begründet sein, dass sie häufiger in niedrigeren Hierarchieebenen tätig sind als Männer. Eine Tätigkeit als Angestellte kann ein erhebliches Intervall an Gehältern abdecken, da verschiedene Hierarchieebenen eines Betriebes in diese Kategorie fallen (einfache Fachkraft oder leitender Angestellter). Dieser Erklärungsansatz wird dadurch gestützt, dass in der Regressionsspezifikation die Bildung ebenfalls berücksichtigt wurde, so dass die berufliche Stellung den Bildungsgrad nicht implizit mit abbildet. Der Effekt, dass eine höhere Bildung zu einer höheren Stellung im Beruf führt, ist somit berücksichtigt. Hingegen weisen bei den Beamten beide Geschlechter positive Vorzeichen auf, was dadurch zu begründen ist, dass im öffentlichen Dienst beide Geschlechter wohl ähnliche Voraussetzungen vorfinden, um in höhere Hierarchiestufen aufzusteigen als in anderen Bereichen.

### **Soziale Merkmale**

Bei den sozialen Merkmalen stellt der Familienstand „verheiratet“ mit einem Effekt von rund 27 Prozent eine Variable der zweiten Kategorie dar. Eine Ehe wirkt sich positiv auf die Alterseinkünfte von Männern aus, während sie einen

negativen Einfluss auf das Alterseinkommen von Frauen hat. Somit erhöht dieser Familienstand die Differenz der Alterseinkünfte. Die weiteren Familienstands-Variablen, fallen ebenfalls in die zweite Kategorie, wie auch die Anzahl der Kinder. Die Differenz der Alterseinkünfte sinkt mit der Anzahl der Kinder, da Kinder sich auf das Alterseinkommen der Frauen deutlich positiver auswirken als auf das Alterseinkommen der Männer. Dies ist bedingt durch den sozialen Ausgleich, der durch die Kindererziehungszeiten in der gesetzlichen Rentenversicherung, stattfindet. Frauen, die viele Kinder haben, profitieren somit dadurch, dass sie sich Kindererziehungszeiten zumindest in einem gewissen Maß anerkennen lassen können.

## Region

Der Indikator für die neuen Bundesländer senkt den Gap um rund 9 Prozent. Für beide Geschlechter wirkt sich ein Wohnort in den neuen Bundesländern negativ auf das Alterseinkommen aus. Bei Männern ist dieser Effekt jedoch erheblich stärker ausgeprägt als bei Frauen, was sich in einem Unterschied von rund 0,25 in den Regressionskoeffizienten niederschlägt. Hierdurch sinkt der unerklärte Teil des Gap.

## Zusammenfassung

Der unerklärte Teil zeigt, dass ein grundlegender – aber nicht durch Ausstattung erklärbarer – Unterschied beim Erwerb von Alterssicherungsansprüchen zwischen Frauen und Männern zu finden ist, der zum Gender Pension Gap beiträgt. Ein Großteil des unerklärten Anteils ist auf die begrenzten Informationen auf Grundlage der Daten der ASID 2007 zurückzuführen (der Unterschied in den Regressionskonstanten). Die Erklärungsbeiträge, die durch die vorhandenen Variablen mit Informationen zur Anzahl der Tätigkeitsjahre nach Art der Anstellung geleistet werden, verringern allerdings den unerklärten Teil. Hierdurch wird der starke Einfluss des Niveauunterschieds in den Regressionskonstanten im unerklärten Teil abgemildert. Nicht ermittelt werden kann, in wie weit der unerklärte Teil durch zusätzliche nicht in den ASID Daten verfügbaren Informationen, wie beispielsweise eine Angabe dazu wie viele Erwerbsjahre in Vollzeit bzw. Teilzeit gearbeitet wurden, beeinflusst würde.

## 5 Zusammenfassung und Ausblick

Der Gender Pension Gap beschreibt die Unterschiede in der eigenen Alterssicherung von Männern und Frauen – das Augenmerk richtet sich dabei auf die individuelle Alterssicherung durch selbst erworbene Anwartschaften und nicht auf die Versorgungslage im Alter im Familienkontext. Unterschiede in den Rentenanwartschaften zwischen den Geschlechtern spiegeln Unterschiede in den Lebens- und Erwerbsverläufen von Frauen und Männern wider. Der Gender Pension Gap als Indikator für Alterseinkommensungleichheiten zwischen Frauen und Männern hat sich seit der ersten Veröffentlichung des BMFSFJ zur Höhe dieses Gaps im Dezember 2011 etabliert. Auch internationale Veröffentlichungen enthalten Angaben zum Gender Pension Gap für verschiedene Länder wie die in 2012 veröffentlichten Studien der Europäischen Kommission zum Thema „An Agenda for Adequate, Safe and Sustainable Pensions“ oder der Bericht der Kommission mit dem Titel „Pension Adequacy in the European Union“.

Die vorliegende Studie hat Merkmale dargestellt, die zu Unterschieden in den eigenen Alterseinkünften zwischen Frauen und Männern beitragen, und hat den quantitativen Einfluss der Merkmale auf die Differenz der eigenen Alterseinkünfte beziffert. Hierdurch wird gezeigt, welchen Einfluss – zumeist gemeinsam getroffene – Entscheidungen, wie zum Beispiel im Hinblick auf die Betreuung von Kindern, auf den Lebens- und Erwerbsverlauf und damit auf die eigenen Alterssicherungseinkommen von Frauen und Männer haben.

Hierzu wurde auf Basis der Daten der ASID 2007 eine Oaxaca-Blinder-Dekompositionsanalyse vorgenommen, die den Gender Pension Gap in einen erklärten und einen unerklärten Teil unterteilt. Der erklärte Teil des Gap lässt sich auf Unterschiede in Ausstattungen zwischen Frauen und Männern zurückführen, zum Beispiel auf eine unterschiedliche Zahl durchschnittlicher Erwerbsjahre. Der unerklärte Teil kann nicht durch solche messbaren Merkmale erklärt werden.

Folgende zentrale Ergebnisse ergeben sich aus der vorliegenden Studie:

- Der Gender Pension Gap (Stand 2007) der jüngsten Rentnerkohorte geht im Vergleich zum Gap aller Rentner von 60 Prozent um 6 Prozentpunkte auf 54 Prozent zurück. Dabei ist der Gap in der gesetzlichen Säule der Rentenversicherung deutlich niedriger als in der betrieblichen und privaten Alterssicherung. Allerdings ist der Gap in der privaten Säule für die jüngste Rentnerkohorte deutlich niedriger als bei Betrachtung aller Rentner.
- Die betriebliche und die private Altersvorsorge haben bei den Frauen der jüngsten Rentnerkohorte an Bedeutung gewonnen. Der Gap in der betrieblichen Rente ist jedoch nur leicht zurückgegangen. Dies ist dadurch erklärbar, dass zwar mehr Frauen betriebliche Renten erhalten, diese im Durchschnitt aber geringer sind als jene der Männer.

- Die Verteilung der eigenen Alterseinkünfte unterscheidet sich substantiell zwischen Männern und Frauen. Insbesondere gibt es nur sehr wenige Männer die nur über wenige hundert Euro Einkommen aus den drei Säulen der Alterssicherung verfügen, während ein Viertel der Frauen im Jahr 2007 über maximal 277 Euro im Monat verfügten. Bei den Männern verfügten mehr als 25 Prozent über Alterseinkünfte oberhalb von 2.000 Euro, wohingegen diese Gruppe bei den Frauen nur sehr klein war.
- Der erklärte Teil des Gender Pension Gap beträgt für die jüngste Rentnerkohorte knapp 30 Prozent, während die verbleibenden 70 Prozent nicht durch Ausstattungsmerkmale erklärt werden können.
- Ein wesentlicher Baustein des erklärten Teils und damit auch des gesamten Gap ist die Tatsache, dass Frauen über deutlich weniger Erwerbsjahre verfügen als Männer. Dies begründet rund 70 Prozent des erklärten Teils des Gap.
- Die durchschnittlich bessere Bildung der Männer der jüngsten Rentnerkohorte trägt weiterhin substantiell zur Höhe des erklärten Teils des Gap bei. Da die weiblichen Mitglieder der jüngsten Rentnerkohorte im Schnitt über geringere Qualifikationen als die Männer verfügen, macht dies mehr als 20 Prozent des erklärten Teils des Gap aus.
- Die Größe des unerklärten Teils wird zu einem großen Teil durch den Einfluss von Merkmalen getrieben, die nicht in das Modell einbezogen werden konnten. Die Merkmale, die in das Modell einbezogen werden konnten, senken im Durchschnitt den unerklärten Teil des Gap. Da sowohl der erklärte als auch der unerklärte Teil des Gap durch eine Änderung in der durchschnittlichen Ausstattung der Frauen beeinflusst würden, ist es möglich, dass eine Veränderung des erklärten Teils des Gap auch zu einer Veränderung des unerklärten Teil des Gap beitragen würde.

Einige wesentliche Punkte verdienen bei der Interpretation der Ergebnisse Beachtung. So ist die Höhe der eigenen Alterssicherung ganz wesentlich durch die gesetzlichen Regelungen determiniert – Entgeltpunkte bestimmen sich durch die Höhe der Bruttolöhne während der Erwerbsphasen. Insoweit führen im Durchschnitt höhere Löhne von Männern während der Erwerbsphasen notwendiger Weise zu einem Anstieg des unerklärten Teils des Gender Pension Gap. Dies ist der Fall, obwohl die Lohnunterschiede selbst durch messbare – aber nicht in den Daten vorhandene - Größen bedingt sein können. Auch hierdurch verbietet sich die Interpretation des unerklärten Teils des Gender Pension Gap als durch Diskriminierung verursacht. Das Hauptaugenmerk bei der Bewertung der Resultate muss daher auf der Analyse des erklärten Teils des Gender Pension Gap liegen.

Auch Frommert und Strauß (2012) haben eine Dekompositionsanalyse des Gender Pension Gap für Deutschland vorgenommen. Ihre Untersuchung unterscheidet sich jedoch in wesentlichen Punkten von der hier vorliegenden. Die

Autoren schreiben auf Basis der 2005er Daten der Altersvorsorgen in Deutschland (AVID) Erwerbsbiografien bis zum Renteneintritt der Untersuchungspersonen fort und wenden die Dekompositionsmethode auf diese Personen an. In der vorliegenden Untersuchung wurde eine Dekomposition des tatsächlich beobachtbaren Gap für Personen, die derzeit schon Alterssicherungsleistungen beziehen, vorgenommen. Dies hat zur Folge, dass die Unsicherheit über Rentenhöhen, bedingt durch eine Projektion von Erwerbsverläufen, entfällt. Insofern können die vorliegende Arbeit sowie die Studie von Frommert und Strauß als Ergänzung und Erweiterung der jeweils anderen Arbeit verstanden werden.

Vergleicht man die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung mit denen der Analyse von Frommert und Strauß, die die Rentnerkohorten der Jahrgänge 1942 bis 1946 und 1957 bis 1961, lässt sich festhalten, dass in beiden Untersuchungen die Haupteinflussfaktoren auf den Gender Pension Gap die Unterschiede zwischen Frauen und Männern in der Bildung und in der Erwerbstätigkeit liegen. Frauen sind in beiden Bereichen im Schnitt eindeutig schlechter ausgestattet als Männer. Sowohl die vorliegende Arbeit als auch die Arbeit von Frommert und Strauß zeigen, dass eine Zunahme der Erwerbstätigkeit sowie eine verbesserte Bildung von Frauen maßgeblich zu einer Verringerung des Gender Pension Gap beitragen können.

Betrachtet man wie Frommert und Strauß die zukünftigen Rentnerkohorten, so findet eine Verbesserung der Ausstattung in den beiden identifizierten Haupteinflussfaktoren Bildung und Erwerbstätigkeit bei den Frauen statt. Diese Verbesserung in der Ausstattung der Frauen und damit die Annäherung ihrer durchschnittlichen Ausstattungen an die der Männer sorgt für eine Verringerung des projizierten gesamten Gender Pension Gap. Zusätzlich wurde in den obigen Ausführungen erläutert, dass eine bessere Bildung und Erwerbsbeteiligung von Frauen sowohl den erklärten als auch den unerklärten Anteil des Gender Pension Gap reduzieren würden. Dies spiegelt sich nicht nur in der Verringerung des gesamten Gap wieder, sondern kann auch zu einer Verschiebung der Proportion von erklärten gegenüber unerklärtem Teil führen und u.a. den prozentual höher ausfallenden erklärten Anteil in Höhe von 54% der Differenz bei den eigenen Alterseinkommen, dem Gender Pension Gap, begründen, den Frommert und Strauß in ihrer Untersuchung identifizieren. Hinzu kommt, dass die Analyse von fortgeschriebenen Biographien, wie sie von Frommert und Strauß verwendet werden, aufgrund der deterministischen Aspekte der Fortschreibungsalgorithmen automatisch einen höheren erklärten Anteil mit sich bringen kann.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass sich über die vergangenen Jahrzehnte sowohl die Qualifikationen von Frauen klar verbessert haben, als auch ihre Erwerbsbeteiligung deutlich zugenommen hat. Diese Faktoren können dazu beitragen, dass der erklärte Teil und damit auch der gesamte Gap für die folgenden Rentnergenerationen zurückgehen werden. Die Projektionen von



Frommert und Strauß legen wie beschrieben nahe, dass diese Entwicklung tatsächlich eintreten.

Da aber im Durchschnitt Frauen ihre Erwerbstätigkeit länger unterbrechen als Männer, muss davon ausgegangen werden, dass auch in Zukunft die eigene Alterssicherung von Frauen geringer sein wird als jene der Männer und damit der Gender Pension Gap nicht auf null zurück gehen wird. Dabei werden sowohl ein erklärter als auch ein unerklärter Teil des Gap bestehen bleiben, da Erwerbsunterbrechungen nicht nur eine geringere Zahl von Beitragsjahren, sondern auch tendenziell geringere Löhne implizieren. Grundsätzlich gilt, dass Veränderungen des Gender Pension Gap nur langsam und über lange Zeiträume entstehen können. Wird beispielsweise zum jetzigen Zeitpunkt die Kinderbetreuung ausgebaut, sodass vor allem für Mütter ein früherer Wiedereinstieg in den Beruf ermöglicht wird, so ist eine Wirkung dieser Maßnahme auf den Gender Pension Gap erst mit dem Renteneintritt dieser Generation zu erwarten. Gerade wegen der langfristigen Wirkung von Entscheidungen im Lebensverlauf ist jedoch ein Bewusstsein für deren Auswirkungen auf die eigene Alterssicherung von großer Bedeutung.

## 6 Bibliografie

Blinder, A. S. (1973). „Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates“. *Journal of Human Resources* 8: S. 436–455

BMFSFJ (2011). „Gender Pension Gap. Entwicklung eines Indikators für faire Einkommensperspektiven von Frauen und Männern“. Im Internet abrufbar unter: <http://www.bmfsfj.de/RedaktionBMFSFJ/Broschuerenstelle/Pdf-Anlagen/gender-pension-gap,property=pdf,bereich=bmfsfj,sprache=de,rwb=true.pdf>

BMFSFJ (2011). „Biografiemuster und Alterseinkommensperspektiven von Frauen“. Im Internet abrufbar unter: <http://www.bmfsfj.de/RedaktionBMFSFJ/Broschuerenstelle/Pdf-Anlagen/AVID-Studie-Biografiemuster,property=pdf,bereich=bmfsfj,sprache=de,rwb=true.pdf>

European Commission services of Directorate General for Employment, Social Affairs and Inclusion (Directorate D. Europe 2020: Social Policies, Unit D3: Active Ageing, Pensions, Healthcare, Social Services) (Mai 2012). „Pension Adequacy in the European Union 2010-2050“. Brüssel, Belgien

European Commission (Feb. 2012). „WHITE PAPER. An Agenda for Adequate, Safe and Sustainable Pensions“. Brüssel, Belgien

Ehler, Jürgen (2013). „Gender Pension Gap: Bilanzierung der Erwerbsverläufe von Frauen und Männern – Schließt sich der Gap?“. *Deutsche Rentenversicherung Bund* 1/2013: S. 68 – 91. Berlin, Deutschland

Finke, C. (2011). „Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen. Eine Ursachenanalyse auf Grundlage der Verdienststrukturerhebung 2006.“. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden, Deutschland.

Frommert, D. und Strauß, S. (2012). „Biografische Einflussfaktoren auf den Gender Pension Gap – Ein Kohortenvergleich für Westdeutschland“. *Journal for Labour Market Research*, Published online on 5th Dezember 2012, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg, Deutschland.

Greene, W. H. (2003). „Econometric Analysis“. Pearson Education

Jann, B. (2008). „The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models“. *The Stata Journal* 8: S. 453-479

Oaxaca, R. (1973). „Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets“. *International Economic Review* 14: S. 693–709

TNS Infratest (2008). „Alterssicherung in Deutschland 2007. Zusammenfassung wichtiger Untersuchungsergebnisse.“ Im Internet abrufbar unter: <http://www.alterssicherung-in-deutschland.de/DOWNLOADS/ASID%202007%20ZB%202009-02-16.pdf>