



universität  
wien

# DIPLOMARBEIT

Titel der Diplomarbeit

“Determinanten der Arbeitsmarkteteiligung  
von EuropäerInnen über 50 -  
Eine Analyse mittels SHARE-Daten”

Verfasserin

Heidemarie Straka

angestrebter akademischer Grad

Magistra der Sozial- und Wirtschaftswissenschaften  
(Mag.rer.soc.oec.)

Wien, im April 2010

Studienkennzahl lt. Studienblatt:

A 140

Studienrichtung lt. Studienblatt:

Diplomstudium Volkswirtschaft

Betreuerin:

Privatdoz. Dipl.-Ing. Dr. Christine Zulehner



Ich möchte mich bedanken bei...

Christine Zulehner

für die überaus hilfreiche und ermutigende Betreuung dieser Diplomarbeit.

Verena Halsmayer, Nora Prean, Paulina Abzieher und Peter Reschenhofer  
für fachliche und moralische Beratung – bei der Entstehung dieser Arbeit und auch  
sonst.

Meinen Eltern Margarete und Peter

für Vertrauen, Geduld und Unterstützung – schon immer.



## Inhalt

1	Einleitung .....	7
2	Die 50 bis 64-Jährigen auf dem Arbeitsmarkt.....	11
2.1	Beschäftigung - Situation und Trends .....	11
2.2	Pensionsregelungen .....	17
2.3	Determinanten der Pensionsentscheidung – Empirische Evidenz.....	19
2.3.1	Untersuchungen ohne SHARE-Bezug .....	19
2.3.2	Untersuchungen mit SHARE-Bezug .....	22
3	Theoretische Grundlagen.....	27
3.1	Ökonomische Theorie der Pensionsentscheidung.....	27
3.2	Modelle der Arbeitsqualität.....	31
3.2.1	Demand-Control.....	32
3.2.2	Effort-Reward Imbalance .....	34
3.2.3	Die beiden Modelle im Vergleich .....	35
3.2.4	Überqualifikation und Unterqualifikation.....	36
4	Ökonometrisches Modell.....	37
4.1	Ökonometrische Theorie: Logit- und Probit-Modelle.....	37
4.2	Daten: Der Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe.....	38
4.3	Sample.....	39
4.4	Variablen .....	40
4.5	Summary Statistics und Deskriptive Analyse .....	43
5	Schätzergebnisse.....	49
5.1	Der Pensionswunsch als abhängige Variable .....	49
5.2	Die tatsächliche Erwerbsbeteiligung als abhängige Variable.....	56
6	Schlussfolgerungen .....	63
	Literatur.....	66
	Appendix .....	69



# 1 Einleitung

Vor dem Hintergrund des demographischen Wandels in Europa gewinnt die Einbindung von älteren ArbeitnehmerInnen auf dem Arbeitsmarkt zunehmend an Bedeutung. Die Bevölkerungsentwicklung ist von niedrigen Geburtenraten und steigender Lebenserwartung geprägt (vgl. EC 2007). Laut dem European Employment Observatory (EC 2003) wird sich in den Jahren von 1995 bis 2015 die Zahl der 16 bis 29-jährigen EuropäerInnen um 16% (13 Millionen Personen) verringern. Gleichzeitig wird die Gruppe der 50 bis 64-Jährigen um 26% (16 Millionen) wachsen. Die OECD schätzt, dass in Österreich der Anteil der Bevölkerung über 60 bis zum Jahr 2050 auf 40% steigen wird (im Jahr 2000 betrug dieser Anteil 23%)<sup>1</sup>. Bei gleichbleibenden effektiven Pensionsantrittsaltern und niedrigen Beschäftigungsquoten der älteren Menschen geraten Pensionsversicherungssysteme, welche darauf aufgebaut sind, dass die erwerbstätige Bevölkerung die inaktive finanziert, durch diese Entwicklungen zunehmend unter Druck. Die bessere Integration von älteren Menschen in das Erwerbsleben hat deshalb in den letzten Jahren erhöhte Aufmerksamkeit von politischer Seite erhalten. Beim Europäischen Rat von Stockholm 2001 formulierte die Europäische Union das Ziel, bis zum Jahr 2010 unter den 55 bis 64-Jährigen einen Anteil von mindestens 50% Erwerbstätigen zu erreichen. Zu diesem Zweck wurde 2002 beim Europäischen Rat von Barcelona vereinbart, das effektive Erwerbsaustrittsalter bis zum Ende der Dekade um fünf Jahre zu erhöhen. Im Bericht zum European Spring Council 2004 erklärte die Europäische Kommission (2004) Active Ageing zu einem von drei prioritären Bereichen, in welchen umgehend Aktionen gesetzt werden müssten, um die Lissabon Ziele<sup>2</sup> erreichen zu können. Entschlossene Maßnahmen entlang von vier Fronten müssten getroffen werden: Die Aufhebung von Negativ-Anreizen länger im Erwerbsleben zu bleiben (auf Seite von ArbeitnehmerInnen sowie ArbeitgeberInnen), Frühpensionierung erschweren, Förderung von „Lebenslangem Lernen“ sowie die Verbesserung der Arbeitsbedingungen und die Aufrechterhaltung des Gesundheitszustandes der älteren Bevölkerung.

Zahlreiche Untersuchungen widmen sich den Determinanten der Arbeitsmarktbeteiligung der älteren Bevölkerung. Ähnlich wie in der ökonomischen Standardtheorie wird monetären Faktoren große Bedeutung beigemessen. Gruber und Wise (1999), Blöndal und Scarpetta (1999) und Duval (2003) fassen den Pensionsantritt als Ergebnis individueller Nutzenabwägung über Arbeit und Freizeit auf. Der Zeitpunkt der Pensionierung wird dann so gewählt, dass die verursachten Einkommenseinbußen dem Nutzen durch die gewonnene Freizeit entsprechen.

---

<sup>1</sup> [http://www.oecd.org/LongAbstract/0,3425,en\\_2649\\_33933\\_38123086\\_1\\_1\\_1\\_1,00.html](http://www.oecd.org/LongAbstract/0,3425,en_2649_33933_38123086_1_1_1_1,00.html) (12.01.2010)

<sup>2</sup> Im Rahmen des Europäischen Rates von Lissabon 2000 wurde das Ziel formuliert, „die Union zum wettbewerbsfähigsten und dynamischsten wissensbasierten Wirtschaftsraum in der Welt zu machen - einem Wirtschaftsraum, der fähig ist, ein dauerhaftes Wirtschaftswachstum mit mehr und besseren Arbeitsplätzen und einem größeren sozialen Zusammenhalt zu erzielen.“ Die „ungenügende Beteiligung“ der älteren Bevölkerung im Erwerbsleben wurde hier als eine Schwäche des europäischen Marktes identifiziert. Schlussfolgerungen des Europäischen Rates von Lissabon: [http://www.europarl.europa.eu/summits/lis1\\_de.htm](http://www.europarl.europa.eu/summits/lis1_de.htm) (12.01.2010)

Neben grundlegenden sozio-demographischen Determinanten ist der Gesundheitszustand ein häufig untersuchter nicht-monetärer Faktor. Dessen Effekt auf die Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein wird von zahlreichen Studien belegt (Currie und Madrian 1999, Dwyer und Mitchell 1999, Kerkhofs et al. 1999, Kreider 1999, Bound et al. 1999, Campolieti 2002). Umstritten ist jedoch, welche Maße sich am besten eignen, um den Gesundheitszustand abzubilden. Meijer et al. (2008) und Kalwij und Vermeulen (2007) empfehlen daher eine Kombination von subjektiven und objektiven Gesundheitsmaßen. Ein erst in den letzten Jahren verstärkt untersuchter Faktor ist jener der Arbeitsqualität. Laut einem Bericht der Europäischen Kommission (2003) haben Menschen mit Arbeitsplätzen niedriger Qualität eine viermal höhere Wahrscheinlichkeit verfrüht aus dem Arbeitsleben auszuschneiden, als Personen mit hochwertigen Jobs. Jackson et al. (2006) berichten, dass bei Befragungen, welche Faktoren zu einem Hinausschieben des Pensionsantritts motivieren würden, die Arbeitsplatzbedingungen weitaus häufiger genannt würden, als finanzielle Aspekte. Siegrist et al. (2007) und Schnalzenberger et al. (2008) weisen anhand von Daten des Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) den Effekt von Arbeitsqualität auf den Wunsch, möglichst bald in Pension zu gehen bzw. auf den tatsächlichen Pensionsantritt nach.

Auch für die vorliegende Arbeit wird der SHARE-Datensatz herangezogen. Diese multidisziplinäre Erhebung liefert umfassende Informationen zur gesundheitlichen, sozialen und ökonomischen Situation der über 50-Jährigen in den Ländern Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, Griechenland, Italien, den Niederlanden, Österreich, Schweden, der Schweiz und Spanien<sup>3</sup>. Im Rahmen der 1. Welle im Jahr 2004 wurden 28.517 Personen interviewt. Bei der 2. Welle 2006 konnten rund zwei Drittel der dieser Personen ein weiteres Mal befragt werden.

Aufgrund seiner inhaltlichen Ausrichtung eignet sich der SHARE-Datensatz besonders für die Untersuchung der nicht-monetären Faktoren der Pensionsentscheidung. Insbesondere die psychosozialen Aspekte der Arbeit sind vergleichsweise detailliert abgebildet.

Im Folgenden wird untersucht, ob die Schaffung von Arbeitsbedingungen, welche den Bedürfnissen der Erwerbstätigen mehr entsprechen, ein Instrument sein kann, um ältere ArbeitnehmerInnen verstärkt in den Arbeitsmarkt einzubinden. Zwei Fragestellungen werden einer ökonometrischen Analyse unterzogen:

1. Welche Faktoren determinieren den Wunsch der befragten Personen, möglichst bald in Pension zu gehen? Welche Rolle spielt hierbei insbesondere die Arbeitsqualität?
2. Welche Faktoren beeinflussen die Wahrscheinlichkeit, zwei Jahre später tatsächlich in Pension zu sein? Welche Rolle spielen hierbei die Arbeitsqualität sowie der geäußerte Pensionswunsch?

---

<sup>3</sup> Die Befragung wurde auch in Israel durchgeführt, auf diese Daten wird aber in der Arbeit nicht eingegangen.



Bei der ersten Erhebung im Jahr 2004 wurden die erwerbstätigen Personen gefragt, ob sie gerne so bald wie möglich in Pension gehen würden. Mittels Probit-Modellen wird untersucht, ob dieser Pensionswunsch durch die Qualität ihrer Arbeit (sowie grundlegende sozio-demographische, berufs- und gesundheitsbezogene Variablen) erklärt werden kann.

Ein Teil dieser Personen wurde im Jahr 2006 erneut befragt. Für diese wird analysiert, welchen Effekt die 2004 gemachten Angaben sowie der aktuelle Gesundheitszustand auf die Wahrscheinlichkeit, 2006 tatsächlich in Pension zu sein, haben.

Spezielles Interesse gilt der Rolle der Arbeitsqualität bei der Pensionsentscheidung. Diese wird anhand von vier Maßen erfasst: der allgemeinen Arbeitszufriedenheit, Control nach Karasek (1979, Karasek und Theorell 1990), Effort-Reward Imbalance nach Siegrist (1996a, 1996b), und einem Maß für relative Über- bzw. Unterqualifikation in Anlehnung an eine Publikation von Schnalzenberger et al. (2008). Die allgemeine Arbeitszufriedenheit wird bei der Erhebung direkt abgefragt. Die konstruierten Indizes sollen dazu dienen, spezifischere Aussagen über die Art der Unzufriedenheit und mögliche Gegenmaßnahmen zu treffen. Demand-Control und Effort-Reward Imbalance gehören zu den am häufigsten getesteten Modellen der psychosozialen Belastungen der Arbeit. Sie wurden entwickelt, um den Einfluss der Arbeitsbelastungen auf das Auftreten von verschiedenen Krankheiten zu untersuchen – Siegrist et al. (2007) und Schnalzenberger et al. (2008) untersuchen anhand dieser Modelle den Effekt von Arbeitsqualität auf den Pensionswunsch bzw. die tatsächliche Arbeitsmarktbeteiligung.

Im Demand-Control Modell werden Arbeitssituationen als besonders belastend empfunden, wenn hohe Anforderungen mit einem niedrigen Maß an Kontrolle einher gehen<sup>4</sup>. Mit dem Fokus auf Autoritätsstruktur und Aufgabenverteilung am Arbeitsplatz sind die zentralen Elemente des Modells somit situativer Natur.

Im Effort-Reward Imbalance Modell kommen zudem Persönlichkeitsaspekte und gesamtwirtschaftliche Effekte zum tragen. Geringe Arbeitsqualität liegt hier vor, wenn die Anstrengungen, welche im Job abverlangt werden, nicht ausreichend goutiert werden (in Form von Entlohnung, Anerkennung, Aufstiegschancen oder Arbeitsplatzsicherheit). Beide Modelle können anhand von standardisierten Fragebögen gemessen werden.

Nachdem die spezifischen Fragen zur Arbeitsqualität, die bei der SHARE-Befragung gestellt werden, sich an diesen beiden Maßen orientieren, können die betreffenden Variablen problemlos in die Indizes eingebettet werden.

Für die Konstruktion der Maße Überqualifikation und Unterqualifikation in Anlehnung an Schnalzenberger et al. (2008) werden die durchschnittlichen Ausbildungsniveaus in den ISCO-Berufsgruppen nach Ländern berechnet. Eine Person gilt als überqualifiziert (unterqualifiziert), wenn die individuellen Ausbildungsjahre mehr als eine Standardabweichung über (unter) diesem Durchschnitt liegen.

---

<sup>4</sup> In der vorliegenden Arbeit wird der Fokus auf die Komponente Control gelegt.

Diese Arbeit ist wie folgt aufgebaut: In Kapitel 2 wird die Arbeitsmarktsituation der 50 bis 64-Jährigen EuropäerInnen dargestellt. Hierfür werden Daten zur Beschäftigungssituation, aktuelle Pensionsregelungen und bestehende Evidenz zu den Determinanten der Pensionsentscheidung beschrieben. In Kapitel 3 werden die theoretischen Grundlagen (ökonomische Standardtheorien der Pensionsentscheidung und theoretischer Hintergrund der Maße der Arbeitsqualität) behandelt. Das ökonometrische Modell (Logit- und Probit-Modelle, Daten, Sample, Variablen und Summary Statistics) werden in Kapitel 4 beschrieben. In Kapitel 5 werden die Schätzergebnisse der Probit-Schätzungen, jeweils für das gesamte Sample und nach Geschlecht, dargelegt. In Kapitel 6 werden Schlussfolgerungen gezogen.

## 2 Die 50 bis 64-Jährigen auf dem Arbeitsmarkt

### 2.1 Beschäftigung - Situation und Trends

Anhand von Daten des Labour Force Survey (LFS) sowie des 4<sup>th</sup> European Working Conditions Survey (ESWC) wird im Folgenden die Beschäftigungssituation der 50 bis 64-Jährigen in den 11 Ländern dargestellt<sup>5</sup>.

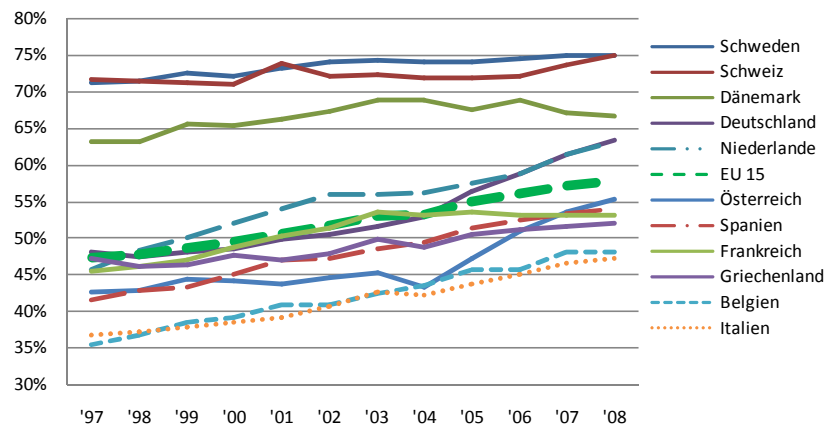


Abbildung 1: Entwicklung der Beschäftigungsquoten der 50 bis 64-Jährigen in den Jahren 1997 bis 2008.

In Abbildung 1 ist die Entwicklung des Anteils der Beschäftigten in der Altersgruppe der 50 bis 64-Jährigen seit 1997 zu sehen. Der EU 15-Durchschnitt dieser Beschäftigungsquote stieg im Zeitraum von 1997 bis 2008 kontinuierlich - von 47,3% auf 57,9%.

Schweden und die Schweiz wiesen schon im Jahr 1997 Beschäftigungsquoten von über 70% auf. Auch Dänemark lag mit 63% weit über dem europäischen Durchschnitt. Schlusslichter waren in diesem Jahr Belgien und Italien mit 35% beziehungsweise 37%.

Im Jahr 2004 wiesen Italien, Österreich und Belgien mit rund 43% die niedrigsten, Schweden und die Schweiz mit 74% bzw. 72% die höchsten Beschäftigungsquoten auf. Im Vergleich zu 1997 stieg der Durchschnitt über die EU 15 um 6 Prozentpunkte beziehungsweise um 12,7%. Am stärksten stieg die Beschäftigungsquote in den Niederlanden mit 11 Prozentpunkten. Auch in Frankreich, Spanien und Belgien stieg sie überdurchschnittlich - um rund 8 Prozentpunkte. Die Schweiz und Österreich wuchsen kaum (mit 0,1 bzw. 0,6 Prozentpunkten) – die Schweiz allerdings von einem deutlich höheren Ausgangsniveau. Das Schlusslicht von 1997 - Belgien - wuchs am stärksten (um 23,2%) und überholte Italien und Österreich knapp. Auch die Niederlande wuchsen um 23%.

<sup>5</sup> Sofern nicht explizit anders angeführt, handelt es sich um Daten des Labour Force Survey für das Jahr 2004.

Bemerkenswert ist der Einbruch in Österreich und Griechenland im Jahr 2004. Ersteres verlor 2 Prozentpunkte, zweiteres einen Prozentpunkt relativ zum Vorjahr. Auch in Dänemark, Frankreich, Italien, der Schweiz und

Schweden sank die Beschäftigungsquote im Jahr 2004 geringfügig.

Im Jahr 2008 lagen die Anteile der beschäftigten Bevölkerung zwischen 47,3% (Italien) und 75% (Schweden). Die Länder sind also in dieser Hinsicht näher zusammengerückt. Unverändert blieb die Spitzenposition von Schweden und der Schweiz (mit 75% bzw. 74,8%), Belgien und Italien nahmen mit 48% bzw. 47,3% weiterhin die Schlussposition ein. Nach dem starken Einbruch im Jahr 2004 wuchs Österreich in den darauf folgenden Jahren überdurchschnittlich (12 Prozentpunkte zwischen 2004 und 2008). Trotzdem liegt es mit einer Beschäftigungsquote der 50 bis 64-Jährigen von 55,4% weiterhin unter dem Durchschnitt der EU 15 von 57,9%.

Bei der Betrachtung dieser Ergebnisse in Hinblick auf die Erreichung der Lissabon-Ziele ist zu beachten, dass sich diese an die Altersgruppe der 55 bis 64-Jahren richten<sup>6</sup>. Nachdem die vorliegende Analyse schon bei den 50-Jährigen ansetzt, können keine unmittelbaren Schlüsse in Bezug auf die Lissabon-Ziele gezogen werden.

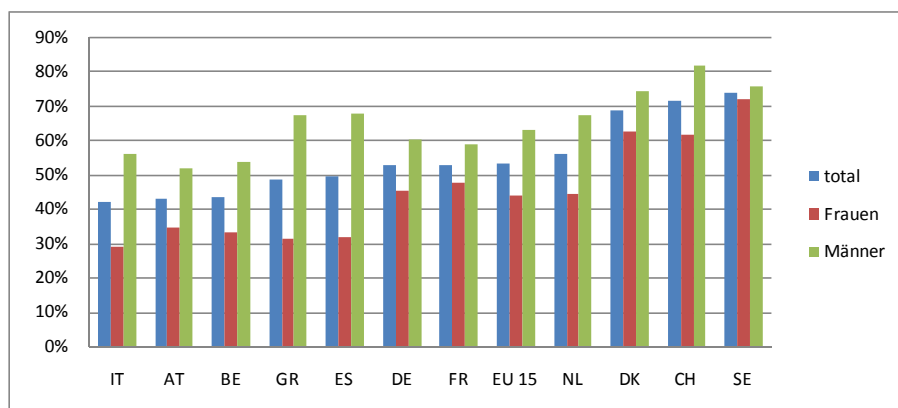


Abbildung 2: Beschäftigungsquoten nach Land und Geschlecht.

In Abbildung 2 sind die Beschäftigungsquoten nach Geschlecht im Jahr 2004 dargestellt. Die Beschäftigung der Frauen liegt durchwegs unter jener der Männer. Besonders stark ausgeprägt ist dies in den südeuropäischen Ländern, wo Männer eine zwischen 27 (Italien) und 36 Prozentpunkten (Griechenland und Spanien) höhere Beschäftigungsquote aufweisen als Frauen. Mit Ausnahme von Schweden, wo der Unterschied zwischen den Geschlechtern nur 4 Prozentpunkte beträgt, liegt dieser in allen Ländern bei mindestens 11 Prozentpunkten. Entsprechend der Unterschiede in der Beschäftigung der Frauen ändert sich auch die Reihung der Länder, wenn die Geschlechter gesondert betrachtet werden. Bei den Beschäftigungsquoten der Frauen bilden die Länder Italien, Griechenland und Spanien die Schlusslichter (29%, 32%, 32%); Schweden und Dänemark haben die höchsten Anteile an beschäftigten Frauen (72% bzw. 63%). Bei den Quoten der Männer bilden Österreich und Belgien die

<sup>6</sup> Um die Datenbasis zu erhöhen und die Vergleichbarkeit mit anderen Studien zum SHARE-Datensatz zu gewährleisten, wurde für die vorliegende Arbeit die Altersgruppe 50 bis 64 gewählt.

Schlusslichter (52%, 54%), Griechenland und Spanien liegen über dem EU 15-Durchschnitt der Männer (63%) und die Schweiz hat den höchsten Wert (82%). Möglicherweise ist in einigen Ländern das Beschäftigungspotenzial der Frauen längst nicht ausgeschöpft. Gezielte Maßnahmen zur verstärkten Einbindung von Frauen in den Arbeitsmarkt könnten zu einer Erhöhung der Beschäftigungsquote der älteren ArbeitnehmerInnen beitragen.<sup>7</sup>

	Primär	Sekundär	Tertiär
Total	42,9	58,6	73,7
Frauen	33,6	51,9	69,8
Männer	54,9	64,3	76,5

Tabelle 1: Beschäftigungsquoten in den EU 15-Ländern nach Ausbildungsniveau und Geschlecht, 2004

Es zeigt sich, dass der Anteil der Beschäftigten mit dem Ausbildungsniveau steigt (Tabelle 1). Während nur 42,9% der Personen mit primärer Ausbildung beschäftigt sind, steigt dieser Anteil um rund 15 Prozentpunkte pro Ausbildungsstufe auf 73,7% bei jenen mit dem höchsten Ausbildungsgrad. Bei den Frauen ist der Unterschied zwischen den Ausbildungsgruppen besonders stark ausgeprägt. Lediglich 33,6% der Frauen mit primärer Ausbildung sind beschäftigt, Frauen mit sekundärem Abschluss haben eine um 18, Frauen mit tertiärer Ausbildung eine um 30,8 Prozentpunkte höhere Beschäftigungsquote. Hier zeigt sich auch die stärkere Anbindung der Männer an den Arbeitsmarkt. Deren Beschäftigung schwankt weit weniger mit dem Ausbildungsniveau. Die Differenz der Beschäftigungsquoten zwischen höchster und niedrigster Ausbildungsstufe beträgt 21,6 Prozentpunkte. Dies deutet auf einen positiven Zusammenhang von Ausbildungsgrad und Beschäftigung hin. Daraus auf Wirksamkeit von Weiterbildung und „Lebenslangem Lernen“ zu schließen, wäre allerdings etwas weit gegriffen. Die ausgewiesenen Bildungsniveaus beziehen sich in den meisten Fällen wohl auf Ausbildungen, die zum Beginn der Erwerbskarrieren (bzw. davor) absolviert wurden.

Das durchschnittliche Erwerbsaustrittsalter, dargestellt in Abbildung 3, reicht von 58,8 Jahren (Österreich) bis 62,8 Jahre (Schweden). Bemerkenswerterweise liegt in Frankreich, Belgien, Italien und Spanien jenes der Frauen über jenem der Männer, obwohl in Belgien und Spanien Frauen ein früheres Regelpensionsantrittsalter zugestanden wird als Männern (vgl. Kapitel 2.2). In den Niederlanden scheiden beide Geschlechter im Durchschnitt mit 61,1 Jahren aus dem Erwerbsleben aus.

<sup>7</sup> Ob es tatsächlich das Geschlecht ist, welches für die niedrige Beschäftigung ausschlaggebend ist, kann in einer deskriptiven Analyse nicht geklärt werden. Anzunehmen ist, dass auch andere Faktoren, wie Ausbildung, Betreuungspflichten und gesellschaftliche Rollenbilder, welche mit dem Geschlecht korrelieren, eine Rolle spielen.

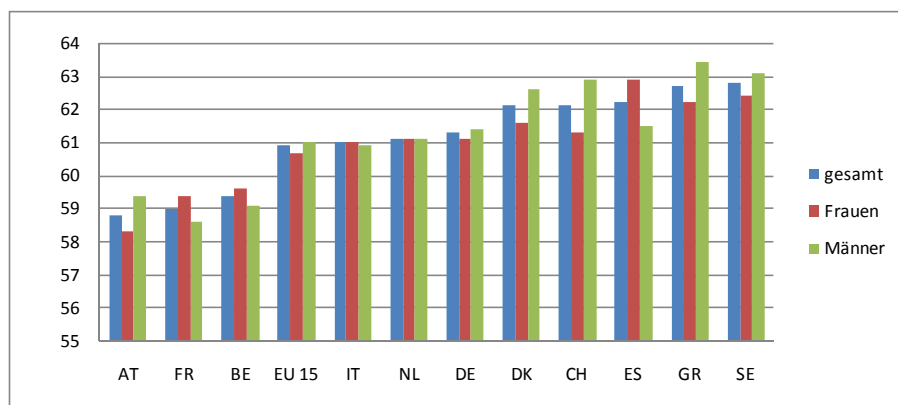


Abbildung 3: Durchschnittliches Erwerbsaustrittsalter nach Land und Geschlecht. Werte für Österreich, Italien und Griechenland stammen aus dem Jahr 2003.

In Österreich und Belgien - Länder mit eher großzügigeren Frühpensionsregelungen - liegen die durchschnittlichen Austrittsalter der Männer um fast 6 Jahre unter den Regelpensionsantrittsaltern. Bei den Frauen unterschreiten die beobachteten Pensionsantrittsalter die gesetzlich vorgesehen nicht in solch starken Ausmaß. Ein Grund hierfür könnte sein, dass die Regelaustrittsalter der Frauen in fast allen Ländern unter jenen der Männer angesetzt sind. In Belgien gehen Frauen durchschnittlich immerhin 4,4 Jahre früher in Pension als vorgesehen, auch in den Niederlanden und Deutschland um fast 4 Jahre, obwohl in ersterem keine Frühpensionierung vorgesehen ist.

	Total	Frauen	Männer
15 bis 24 Jahre	26,1	34,5	19
25 bis 49 Jahre	17,4	33,8	4,2
50 bis 64 Jahre	20,3	38,2	7,5

Tabelle 2: Teilzeitbeschäftigung in den EU 15-Ländern nach Altersgruppen und Geschlecht, 2004.

	Total	Frauen	Männer
Griechenland	4,0	8,5	1,7
Spanien	7,1	18,5	1,6
Italien	9,8	18,5	5,0
Frankreich	17,1	30,0	6,2
Dänemark	19,1	33,5	7,2
EU 15	20,3	38,2	7,5
Österreich	20,3	41,0	5,9
Schweden	22,9	34,8	11,6
Deutschland	23,8	47,0	6,2
Belgien	24,9	46,3	11,7
Schweiz	35,9	68,3	11,1
Niederlande	44,9	80,9	21,6

Tabelle 3: Anteil der Teilzeitbeschäftigten an den Erwerbstätigen zwischen 50 bis 64-Jahren, 2004

In Tabelle 2 ist der Anteil der Teilzeitbeschäftigten an den Erwerbstätigen der jeweiligen Alters- und Geschlechtsgruppe dargestellt. Der größte Anteil der Teilzeitbeschäftigten ist mit 26,1% unter den jungen Beschäftigten zu finden. 25 bis 49 Jahre ist offensichtlich die intensivste Erwerbsphase – hier

sinkt der Anteil auf 17,4%, und steigt wieder für die 50 bis 64-Jährigen. Der Anteil der Frauen, der teilzeitbeschäftigt ist, ist mit 34,5% bis 38,2% relativ konstant über die Altersgruppen. Bei den Männern ist Teilzeitarbeit kein besonders verbreitetes Phänomen. Am ehesten noch für die jüngsten Männer – hier sind 19% teilzeitbeschäftigt.

Über die Länder betrachtet lassen sich deutliche Unterschiede erkennen (Tabelle 3). Während in den südeuropäischen Ländern der Anteil der Teilzeitbeschäftigten 50 bis 64-Jährigen sehr gering ist (Griechenland 4,0%, Spanien 7,1%, Italien 9,8%), arbeiten in der Schweiz (35,9%) und in den Niederlanden (44,9%) ein beträchtlicher Teil der 50 bis 64-Jährigen Teilzeit. Dies deutet auf einen möglichen Zusammenhang zwischen der Erwerbsbeteiligung von älteren ArbeitnehmerInnen und der Möglichkeit, gegen Ende des Erwerbslebens die Arbeitszeit zu reduzieren, hin. In der Literatur wird Arbeitszeitreduktion im Alter als Mittel zur Steigerung der Erwerbsbeteiligung kontrovers diskutiert (vgl. EC 2007, S. 99)

	Angestellte	Selbständige
15 bis 24 Jahre	94,8	3,1
25 bis 49 Jahre	85,1	9,1
50 bis 64 Jahre	77,9	13,1

Tabelle 4: Anteil der Angestellten und der Selbständigen an der Erwerbsbevölkerung, EU 15-Länder, 2004

Der Anteil der Angestellten an der Erwerbsbevölkerung (der jeweiligen Altersgruppe) sinkt mit dem Alter (von 94% bei den Ältesten auf 77,9% bei den Jüngsten). Gleichzeitig steigt der Anteil der Selbstständigen.

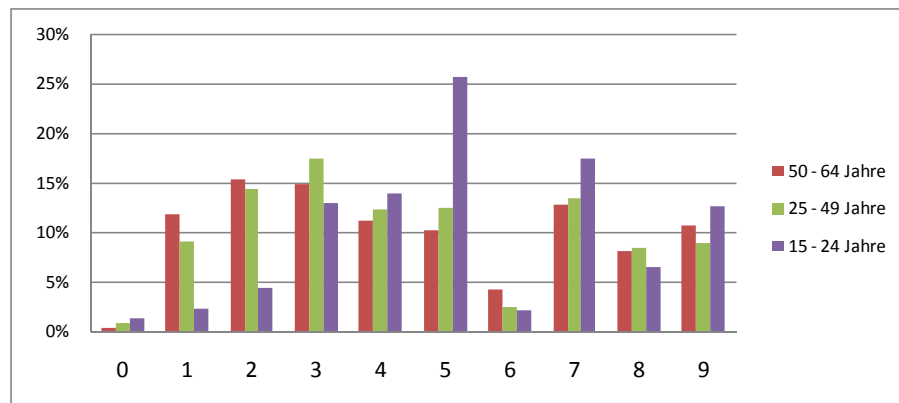


Abbildung 4: Anteil der verschiedenen Altersgruppen in den ISCO-Berufshauptgruppen.

Nach ISCO-Berufsklassifikation finden sich jeweils zwischen 10% bis 15% der 50 bis 64-Jährigen in akademischen Berufen (Berufshauptgruppe 2), technischen (und gleichrangigen nichttechnischen) Berufen (3), kaufmännischen Berufen (4), Dienstleistungsberufen (5), Anlagen- und Maschinenbedienung (8) und Hilfstätigkeiten (9). Weniger als 1% dieser Altersgruppe ist Soldat oder Soldatin (0) – wobei der Anteil in den anderen Altersgruppen auch nur um 1% liegt. 4,3% sind HandwerkerInnen (7) – im Vergleich zu den anderen Altersgruppen ist dies ein hoher Wert. Relativ zu

den jüngeren Beschäftigten sind ältere ArbeitnehmerInnen oft als Angehörige gesetzgebender Körperschaften (bzw. leitende Verwaltungsbedienstete und Führungskräfte in der Privatwirtschaft - 1), in akademischen Berufen (2) und in Land- und Forstwirtschaft (6) tätig. Relativ selten sind sie Bürokräfte, kaufmännische Angestellte sowie in Dienstleistungsberufen (welche bei den jüngsten Beschäftigten 25,7% ausmachen).

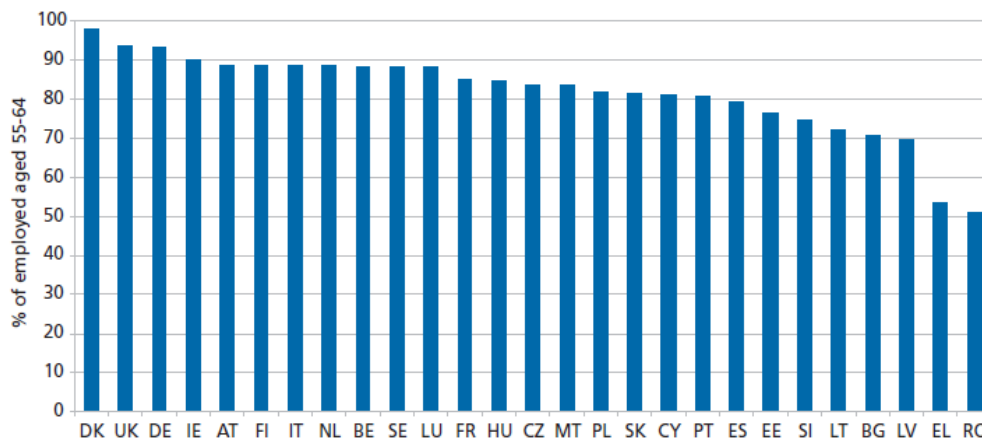


Abbildung 5: Allgemeine Arbeitszufriedenheit der 55 bis 64-Jährigen. Quelle: 4<sup>th</sup> European Working Conditions Survey. (Bild: EC 2007)

Im Rahmen des 4<sup>th</sup> European Working Conditions Survey wurde die Arbeitszufriedenheit der 55 bis 64-Jährigen abgefragt. Mit Ausnahme von Griechenland und Rumänien, wo nur knapp die Hälfte der Befragten angaben, zufrieden oder sehr zufrieden mit ihrer Arbeitssituation zu sein, liegen die Werte der Länder bei mindestens 70%, der EU 27-Durchschnitt liegt bei 85%. Die meisten Zufriedenen finden sich in Dänemark (98%). Auch Deutschland weist mit rund 94% einen sehr hohen Wert auf. Die verbleibenden - für die vorliegende Arbeit relevanten- Länder liegen relativ dicht beisammen: Österreich, Italien, die Niederlande, Belgien und Schweden bei rund 88%. Frankreich und Spanien mit 86% bzw. 81% etwas darunter.

In Abbildung 6 ist der Anteil jener über 55-jährigen Erwerbstätigen dargestellt, der sich an seinem Arbeitsplatz Diskriminierung auf Grund seines Alters ausgesetzt fühlt. Der Durchschnitt der EU 25-Länder liegt bei 4,6%. In Österreich, der Tschechischen Republik, Litauen und Luxemburg fühlen sich allerdings über 10% diskriminiert.



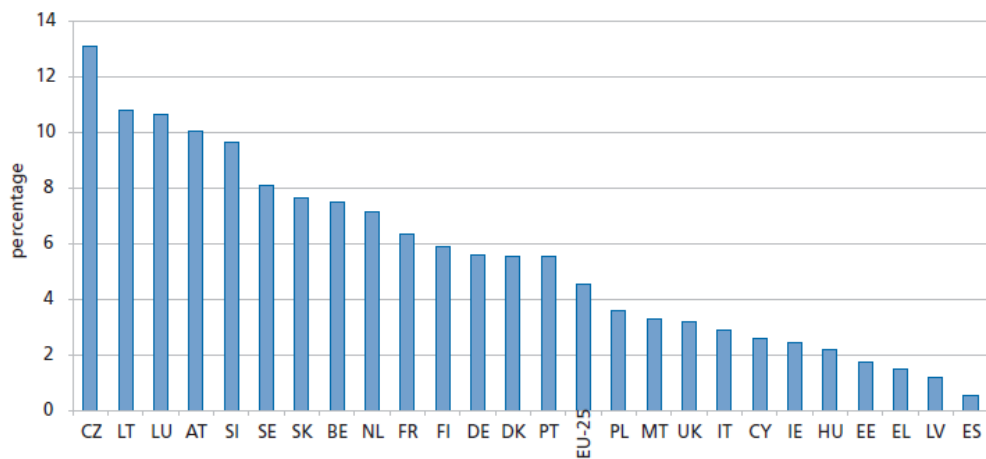


Abbildung 6: Anteil der Erwerbstätigen über 55, der sich an seinem Arbeitsplatz auf Grund seines Alters diskriminiert fühlt. Quelle: 4<sup>th</sup> European Working Conditions Survey. (Bild: EC 2007)

Auffallend ist, dass Schweden, die Niederlande und Dänemark - Länder, in welchen sich die Arbeitsmarktsituation anhand der gewählten Indikatoren überdurchschnittlich gut darstellt – hohe Werte für Diskriminierung am Arbeitsplatz aufweisen, während Italien, Griechenland und Spanien sehr niedrige Werte aufweisen. Neben der tatsächlichen Arbeitssituation spiegeln die Befragungsergebnisse wohl auch die „public awareness“ zu Diskriminierung am Arbeitsplatz in den Ländern wider.

## 2.2 Pensionsregelungen<sup>8</sup>

In mehreren EU-Staaten kann ein Sinken der effektiven Pensionsantrittsalter beobachtet werden. Nach Gruber und Wise (2002) gehen Menschen in Pension, sobald sie das dafür notwendige Alter erreicht haben. Dies sei einerseits bedingt durch gesellschaftliche Praxis, andererseits durch Regelungen, welche ein Verbleiben am Arbeitsmarkt unterbinden. Dementsprechend sind viele Staaten dabei, ihre Pensionssysteme in Richtung erhöhte Flexibilität beim Weg in die Pension umzubauen. Dies soll durch eine Kombination von mehr Flexibilität bezüglich Alter beim Pensionsantritt, Anreize, länger im Erwerbsleben zu bleiben, partielle Pensionierung und die Möglichkeit, verschiedene Einkommensformen zu kombinieren, erreicht werden.

In Tabelle 5 und Tabelle 6 sind die Regelpensionsantrittsalter und die Antrittsalter für Frühpension in den interessierenden Ländern dargestellt. In Bezug auf die Regelantrittsalter der Männer weisen die untersuchten Länder kaum Unterschiede auf. Mit Ausnahme von Frankreich und Schweden sollen Männer in der Regel mit 65 Jahren in Pension gehen. In Frankreich liegt das Regelantrittsalter mit 60 Jahren deutlich darunter. In Schweden hingegen gibt es ein flexibles Antrittsalter (61 bis 65 Jahre). Weitaus größer sind die Unterschiede der Regelungen in Bezug auf Frauen. Während das Regelantrittsalter der Frauen in Dänemark, Deutschland, Frankreich, den Niederlanden, Schweden und Spanien jenem der Männer entspricht, liegt es in Belgien und der Schweiz um ein Jahr, in Griechenland,

<sup>8</sup> Das Unterkapitel basiert auf EC (2007), Seiten 83ff.

Italien und Österreich um fünf Jahre darunter. Diese Unterschiede sollen in den kommenden Jahren ausgeglichen werden.

	Männer	Frauen	Bemerkung
Belgien	65	63	Bis 2009 wurde das Antrittsalter von Frauen auf 65 Jahre angehoben.
Dänemark	65	65	
Deutschland	65	65	
Frankreich	60	60	
Griechenland	65	60	Für Frauen, die erst seit 1993 versichert sind: 65 Jahre.
Italien	65	60	
Niederlande	65	65	
Österreich	65	60	Regelantrittsalter von Frauen soll bis 2033 auf jenes der Männer angehoben werden.
Schweden	61 - 65	61 - 65	Flexibles Antrittsalter.
Schweiz	65	63	
Spanien	65	65	

Tabelle 5: Regelpensionsantrittsalter der öffentlichen Pensionssysteme, Stand 2004. Quelle: OECD (2007).

	Männer	Frauen	Bemerkung
Belgien	60	60	Nach 34 Beitragsjahren.
Dänemark	-	-	Keine Möglichkeit in Frühpension zu gehen.
Deutschland	63	63	Nach 35 Beitragsjahren.
Frankreich	56	56	
Griechenland	55	55	Nach 35 Beitragsjahren. Bei 37 Beitragsjahren kann unabhängig vom Alter in Pension gegangen werden.
Italien	60	57	Nach 35 Beitragsjahren. Bis 2016 sollen die Alter für Männer auf 62, für Frauen auf 60 Jahre angehoben werden.
Niederlande	-	-	Keine Möglichkeit in Frühpension zu gehen.
Österreich	62	60	Nach 37,5 Beitragsjahren.
Schweden	-	-	Flexibles Antrittsalter – keine explizite Möglichkeit in Frühpension zu gehen.
Schweiz	63	62	
Spanien	60	60	

Tabelle 6: Antrittsalter für Frühpensionierung, Stand 2004. Quelle: OECD (2007).

Große Unterschiede gibt es auch hinsichtlich der Frühpensionsregelungen. In Dänemark, den Niederlanden und Schweden gibt es keine Möglichkeit der Frühpensionierung. Die Regelungen der anderen Länder unterscheiden sich bezüglich der Antrittsalter und der für den Anspruch notwendigen Erwerbsjahre.

Die Regelungen der (Früh-)Pensionsantrittsalter stellen nur einen kleinen Baustein der Pensionssysteme dar. Um ein annähernd vollständiges Bild der Pensionssysteme und den Zugang zu vorzeitiger Pensionierung zu erstellen, wären zumindest noch die Ersatzraten und die Abschläge, welche für Frühpension erteilt werden, notwendig. Weiters könnten unterschiedliche Regelungen, welche in manchen Ländern alternative Wege in die Pension darstellen (z.B.: Invaliditätsrenten, Arbeitslosenunterstützung), miteinbezogen werden. Auch sollte bedacht werden, dass neben den öffentlichen Pensionssystemen in vielen Ländern auch private und betriebliche Altersvorsorgesysteme eine große Rolle spielen. Eine derart detaillierte Darstellung ist im Rahmen dieser Diplomarbeit

allerdings nicht möglich. Für die ökonometrische Analyse wird für Charakteristika der nationalen Pensionssysteme, nur annäherungsweise – durch die Verwendung von Länder-Dummies – kontrolliert. Mehr noch als die Ausgestaltung des Pensionssystems ist der persönliche Anspruch auf Pensionsleistungen für die individuelle Pensionsentscheidung von Bedeutung. Dieser ist in den SHARE-Daten nicht ausreichend erfasst und wird deshalb in der vorliegenden Arbeit nicht berücksichtigt.

## **2.3 Determinanten der Pensionsentscheidung – Empirische Evidenz**

Es folgt ein Überblick über empirische Untersuchungen, welche sich mit den Determinanten des Pensionswunsches und der tatsächlichen Pensionierung auseinandersetzen. Es existieren bereits einige Studien, welche dies anhand der SHARE-Daten untersuchen. Da diese für die vorliegende Arbeit von besonderem Interesse waren, werden sie in einem separaten Unterkapitel detailliert erläutert. Zunächst werden Arbeiten ohne SHARE-Bezug dargestellt.

### **2.3.1 Untersuchungen ohne SHARE-Bezug<sup>9</sup>**

Der Wunsch nach einer baldigen Pensionierung, wie auch der tatsächliche Pensionsantritt, werden von einer Reihe von ökonomischen (individuelle Einkommens- und Vermögenssituation, Ausgestaltung des Pensionssystems, Nachfrage auf dem Arbeitsmarkt) sowie nicht-ökonomischen Faktoren (Gesundheit, Arbeitsbedingungen, familiäre/soziale Situation) beeinflusst.

#### **Individuelle ökonomische Faktoren**

Eine Vielzahl von Untersuchungen widmet sich den ökonomischen Determinanten der Pensionsbeteiligung (Gruber und Wise 1999, Blöndal und Scarpetta 1999, Duval 2003). Der Pensionsantritt wird hierbei als Ergebnis individueller Abwägung der Nutzen von Arbeit und Freizeit modelliert. Es wird angenommen, dass der Zeitpunkt der Pensionierung so gewählt wird, dass die verursachten Einkommenseinbußen den Nutzengewinnen durch die gewonnene Freizeit entsprechen. Als monetäre Faktoren werden Pensionsleistungen, Einkommen und/oder Vermögen (des Individuums und teilweise auch jenes des Partners/der Partnerin) miteinbezogen. Zur Beschreibung des Pensionssystems werden häufig die Ersatzraten und der Einfluss des Pensionsantrittsalters auf die Höhe der Ansprüche herangezogen. Während hohe Ersatzraten frühere Pensionsantritte begünstigen, bieten Systeme, in welchen die Ansprüche stark mit dem Alter steigen, Anreize länger im Erwerbsleben zu bleiben. Sinken die Zuwächse der Ansprüche ab einem gewissen Alter wieder (etwa dem Regelpensionsalter), hemmt dies den Anreiz, über dieses Alter hinaus im Erwerbsleben zu bleiben. Jackson et al. (2006) nennen neben den klassischen Pensionsleistungen andere Leistungen der Sozialversicherung (Arbeitslosen- und Invaliditätsleistungen) welche alternative Wege in die Inaktivität darstellen.

Was die Vermögenssituation betrifft, beschreiben sie Evidenz dafür, dass Personen, die ihr eigenes Haus besitzen und solche, die von Verschuldung betroffen sind, tendenziell später in Pension gehen.

---

<sup>9</sup> Basierend auf Literaturüberblicken in Jackson et al. (2006) und Blanchet und Debrand (2007b)

## **Individuelle nicht-ökonomische Faktoren**

Das **Alter** der Personen spielt in den meisten Fällen eine entscheidende Rolle den für den Zugang zu Pensionsleistungen. Gleichzeitig können Vorstellungen darüber, mit welchem Alter es angemessen ist, in Pension zu gehen, den Wunsch in Pension zu gehen beeinflussen. Wenig überraschend beobachten Jackson et al. (2006) in den meisten Studien einen positiven Einfluss von Alter auf die Wahrscheinlichkeit, in Pension zu sein.

In den meisten von Jackson et al. (2006) untersuchten Studien wird das **Geschlecht** als erklärende Variable herangezogen. Ein häufiges Ergebnis ist, dass Frauen eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, früher aus dem Erwerbsleben auszuschneiden, als Männer.

Jackson et al. (2006) schließen, dass mit höherer **Ausbildung** die Wahrscheinlichkeit, früh in Pension zu gehen, sinkt. Mögliche Gründe sind ein besserer Gesundheitszustand sowie der spätere Eintritt in das Erwerbsleben. In meiner Arbeit untersuche ich zudem, ob bessere Arbeitsbedingungen ebenfalls ein Kanal sind, über welchen dieser Zusammenhang erklärt werden kann.

Eine Reihe von Artikeln untersucht den Einfluss der **Familiensituation** auf die Pensionsentscheidung. Während in den ökonomischen Standardmodellen meist das Individuum als Entscheidungseinheit angenommen wird, kann empirisch in vielen Fällen eine Koordination des Pensionszeitpunkts von LebenspartnerInnen festgestellt werden. In rezentere Modellen (vgl. Kapitel 3.1) wird der Tatsache Rechnung getragen, dass die Familiensituation einen Einfluss auf die Präferenzen für Freizeit haben kann.

Hurd (1990) zeigt, dass die Entscheidung selten individuell, sondern vom Haushalt getroffen wird. Laut Jackson et al. (2006) gehen alleinstehende Personen (vor allem Frauen) tendenziell später in Pension als in Partnerschaft lebende, welche möglichst gleichzeitig ihre Pension antreten. Pflege- und Betreuungspflichten können zudem zu früherem Pensionsantritt führen. In den von Jackson et al. (2006) gesichteten Befragungen zu Gründen für die Pensionierung ist der Gesundheitszustand von Angehörigen ein häufig genannter.

Weiters finden sie Evidenz, dass mangelnde Krankenversicherung die Menschen zu einem Hinauszögern der Pensionierung bewegen kann.

Ein häufig untersuchter Faktor ist der **Gesundheitszustand**. Eine zentrale Problematik ist hierbei die Frage, woraus sich „Gesundheit“ zusammensetzt und wie sie gemessen werden kann. Grundsätzlich stehen subjektive und objektive Maße zur Verfügung, wobei alle mit gewissen Vor- und Nachteilen behaftet sind. Ein „ganzheitliches“ Bild des Gesundheitszustandes kann die subjektive Selbsteinschätzung (self-reported health) liefern. Kalwij and Vermeulen (2007) weisen in diesem Zusammenhang allerdings auf die Rechtfertigungs-Problematik hin. Nach der Rechtfertigungs-Hypothese (justification hypothesis) versuchen nicht-erwerbstätige Personen, ihre Inaktivität durch

ihren vermeintlich schlechten Gesundheitszustand zu rechtfertigen und geben tendenziell einen schlechteren Gesundheitszustand an. Gerade bei internationalen Vergleichen -aber nicht nur dort- können Kulturunterschiede einen Einfluss auf die Antworten der verschiedenen Gruppen haben. Weiters werden objektive Maße, wie das Vorhandensein von verschiedenen Erkrankungen und anderen messbaren Größen, wie etwa die Griffstärke, verwendet (z.B: Meijer 2008). Hierbei stellt sich die Frage, welche Indikatoren geeignet sind, um den Gesamtzustand zu repräsentieren und wie sie kombiniert werden sollen. Die Erhebung kann zudem zeit- und kostenintensiv sein. Einen Kompromiss könnten quasi-objektive Maße darstellen. Die - an sich objektiv messbaren Größen - werden nicht erhoben sondern von den Betroffenen abgefragt. „Hat ihnen ein Arzt/ eine Ärztin folgende Krankheit diagnostiziert?“ oder die Frage nach körperlichen Einschränkungen, Gewicht oder Körpergröße sind Beispiele dafür. Aufgrund dieser Schwierigkeiten empfehlen Meijer et al. (2008) und Kalwij and Vermeulen (2007) eine Kombination von objektiven und subjektiven Maßen, wenn der Effekt von Gesundheit auf die Erwerbsentscheidung untersucht werden soll. Unabhängig von der Wahl des Maßes bestätigt eine Vielzahl von empirischen Studien die wichtige Rolle des Gesundheitszustandes auf die Arbeitsmarktbeteiligung (Currie und Madrian 1999, Dwyer und Mitchell 1999, Kerkhofs et al. 1999, Kreider 1999, Bound et al. 1999, Campolieti 2002).

Die Europäische Kommission definiert **Arbeitsqualität** anhand der folgenden zehn Komponenten: Intrinsische Arbeitsplatzqualität; Qualifikationen, „lebenslanges Lernen“ und berufliche Weiterentwicklung, Gleichstellung der Geschlechter; Gesundheit und Sicherheit am Arbeitsplatz; Flexibilität und Sicherheit; Eingliederung und Zugang zum Arbeitsmarkt; Arbeitsorganisation und Vereinbarkeit von Arbeitsleben und Privatleben; Sozialer Dialog und Arbeitnehmermitbestimmung; Diversifizierung und Nichtdiskriminierung; Gesamtarbeitsleistung.<sup>10</sup> Laut dem Bericht „Improving Quality of Work“ (EC 2003) haben ältere Menschen mit Arbeitsplätzen niedriger Qualität eine viermal höhere Wahrscheinlichkeit verfrüht aus dem Arbeitsmarkt auszuscheiden, als Personen mit qualitativ hochwertigen Jobs.

Strauss und Thomas (1998) sprechen von einer Wechselwirkung zwischen Gesundheit, Arbeitsbedingungen und Erwerbsstatus. Ein schlechter Gesundheitszustand kann das negative Empfinden der Arbeitsbedingungen verstärken. Gleichzeitig können schlechte Bedingungen den Gesundheitszustand beeinflussen. Ursache und Wirkung sind somit nicht ohne weiteres bestimmbar. Anderson und Burkhauser (1985) beleuchten einen anderen Aspekt dieser Wechselwirkung. Basierend auf dem Ansatz von Grossman (1972) beschreiben sie den individuellen Gesundheitszustand und die resultierenden Auswirkungen auf das Arbeitsangebot als (zumindest teilweise) abhängig von der individuellen Entscheidung, wie viel Zeit und Ressourcen für die Erhaltung des Gesundheitszustandes aufgewendet werden. Diese Entscheidung wird wiederum durch den Erwerbsstatus und die Art der Beschäftigung beeinflusst.

---

<sup>10</sup> <http://ec.europa.eu/social/BlobServlet?docId=2134&langId=de> (12.01.2010)

Jackson et al (2006) finden, dass ein positives Betriebsklima in Bezug auf ältere ArbeitnehmerInnen und gezielte Förderungsmaßnahmen sowie adäquate Beschäftigungsmodelle (insbesondere die Möglichkeit von Teilzeitbeschäftigung) dazu beitragen können, Personen länger im Erwerbsleben zu halten. Hierbei spielt, neben der Ausgestaltung der verschiedenen Maßnahmen, die Information darüber eine wichtige Rolle.

Jackson et al. (2006) finden Evidenz dafür, dass Arbeitszufriedenheit und psychosoziale Aspekte der Arbeit (Wertschätzung, das Gefühl, einer sinnvollen Tätigkeit nachzugehen, Unterstützung durch Vorgesetzte, Autonomie, interessante Tätigkeiten) zu späterem Pensionsantritt beitragen. Auf die Frage, welche Faktoren zu einem Hinausschieben des Pensionsantritts motivieren würden, würden selten finanzielle Faktoren genannt. Vielmehr seien die Arbeitsplatzbedingungen entscheidend. Die Personen wünschten sich, in einem Umfeld zu arbeiten, in welchem ihre Arbeit geschätzt würde, sie physisch und psychisch nicht überlastet würden, adäquate Beschäftigungsmodelle und die Vereinbarkeit mit familiären Verpflichtungen möglich wäre.

### **Nachfrage**

Für Arbeitsmarktbeteiligung aller Altersgruppen relevant, doch für ältere Menschen von spezifischer Bedeutung, ist die Nachfrage nach ihrer Arbeitskraft. Guillemard (2003) und Aubert et al. (2005) beschreiben Gründe für die relativ schwache Nachfrage nach älteren ArbeitnehmerInnen. Die Entscheidung eineN solcheN weiter zu beschäftigen oder neu einzustellen basiert einerseits auf Vorurteilen über deren arbeitsbezogenen Charakteristika, andererseits auf objektiveren ökonomischen Überlegungen (niedrigere Produktivität in bestimmten Bereichen, hohe Gehaltsvorstellungen bzw. kollektivvertraglich geregelte Ansprüche). Darüber hinaus erscheint die Kündigung/Frühpensionierung älterer ArbeitnehmerInnen als gesellschaftlich akzeptiertes Mittel um Einsparungen zu erwirken.

### **2.3.2 Untersuchungen mit SHARE-Bezug**

Durch die Fülle an Informationen zur gesundheitlichen, sozialen und berufsbezogenen Situation eignet sich der SHARE-Datensatz besonders gut zur Untersuchung nicht-monetärer, individueller Determinanten der Arbeitsmarktbeteiligung. Dementsprechend existieren bereits einige Studien, welche sich dem Themenkomplex mit Hilfe dieses Datensatzes annähern. Für meine Arbeit habe ich mich intensiv mit diesen auseinandergesetzt, um mich für meine Herangehensweise daran zu orientieren und gleichzeitig Raum für Ergänzungen auszumachen und diese in meiner eigenen Analyse umzusetzen.

### **Gesundheitszustand und die Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein**

Kalwij und Vermeulen (2007) schätzen die Determinanten der Arbeitsmarktbeteiligung mit Fokus auf die Rolle des individuellen Gesundheitszustandes. Das häufig herangezogene Maß „Selbsteinschätzung des Gesundheitszustandes“ beleuchten sie kritisch unter Bezug auf die Rechtfertigungshypothese. Im Gegensatz zu verschiedenen Studien - die dieses Problem umgingen, indem die subjektive Einschätzung durch objektive Maße instrumentiert wurde – behandeln Kalwij und Vermeulen die Problematik als

*omitted variable problem*. Subjektive werden also durch objektive Maße ergänzt statt ersetzt. So soll dem multidimensionalen Charakter der Gesundheit und den potentiell unterschiedlichen Einflüssen der verschiedenen Aspekte der Gesundheit auf die Arbeitsmarktpartizipation Rechnung getragen werden. Als objektives Gesundheitsmaß wird die Griffstärke herangezogen. Weiters folgende - auf objektiv messbaren Faktoren beruhende, aber durch Befragung erhobene – „quasi-objektive“ Maße: Übergewicht und Adipositas, sowie *mild condition* und *severe condition*. Letztere werden ermittelt, indem die Frage gestellt wird, ob der betreffenden Person schon einmal gewisse, als leicht bzw. schwer eingestufte Erkrankungen, diagnostiziert wurden. Weiters wird für die Anzahl der Einschränkungen in alltäglichen Aktivitäten (wie zum Beispiel das Ankleiden oder das Zubereiten einer warmen Mahlzeit), die mentale Gesundheit (nach der EURO-D Skala) und schließlich der Selbsteinschätzung über den eigenen Gesundheitszustand kontrolliert. Als weitere Kovariate werden Alter, Ausbildung, Familienstand, Anzahl der Kinder und ein Dummy der angibt, ob mindestens eines der Kinder noch zur Schule geht, miteinbezogen. Es wird für jedes Land und jedes Geschlecht eine Probit-Regression in zwei Spezifikationen durchgeführt. Es zeigt sich, dass in einigen Ländern jeweils nur der subjektive oder der „objektive“ (Kalwij und Vermeulen beziehen hierfür objektive und quasi-objektive Maße ein) Gesundheitszustand einen signifikanten Einfluss auf die Erwerbsbeteiligung hat, während in anderen Fällen beide oder keines der Maße signifikant ist. Durch die Ergänzung um „objektive“ Maße kann in manchen Fällen der Erklärungsgehalt gegenüber jener Spezifikation, welche nur für den subjektiven Gesundheitszustand kontrolliert, erhöht werden, in anderen ist der subjektive Gesundheitszustand ausreichend. Kalwij und Vermeulen empfehlen daher eine Kombination aus subjektiven und objektiven Gesundheitsmaßen bei der Untersuchung der Determinanten der Arbeitsmarktbeteiligung.

Meijer et al. (2008) betonen ebenfalls die Wichtigkeit von mehrdimensionalen Maßen für den Gesundheitszustand. Sie schätzen einen Index, der sich aus Angaben zu Mobilität, Armfunktion und Feinmotorik, Einschränkungen bei alltäglichen Tätigkeiten, Selbsteinschätzung des Gesundheitszustandes sowie dem objektiven Maß der Griffstärke zusammensetzt. In einem Stepwise-Probit-Verfahren schätzen sie mehrere Pensionsmodelle für Dänemark, Deutschland und Spanien, welche die verschiedensten Kombinationen der Gesundheitsmaße beinhalten. Als Gesundheitsvariable werden der Index, sowie seine einzelnen Bestandteile und/oder Anzahl der chronischen Erkrankungen, Übergewicht und Fettleibigkeit verwendet. Weitere Kovariate sind Alter, Ausbildung, Haushaltsgröße, Partnerschaft, Pensionsansprüche (aktuell oder zukünftig) und ob das Pensionsantrittsalter schon erreicht wurde. Für die Hälfte der so generierten Modelle haben jene, in welchen der Index mitgeschätzt wird, den größten Erklärungsgehalt (in Bezug auf AIC und Log-Likelihood), relativ zu den anderen Modellen für die jeweilige Länder/Geschlecht-Kombination.

### **Institutionelle Faktoren und die Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein**

Neben sozio-demographischen und berufsbezogenen individuellen Charakteristika ziehen Fischer und Sousa-Poza (2006) nationale institutionelle und makroökonomische Bedingungen heran, um die Wahrscheinlichkeit in Frühpension zu sein zu erklären. Das Pensionssystem wird durch die durchschnittliche Ersatzrate der Pensionsleistungen und durch die durchschnittlichen Einbußen auf dem Pensionskonto, wenn die Pension mit 55 statt mit 65 Jahren angetreten wird, abgebildet. Weiters werden Bruttoinlandsprodukt, Arbeitslosenrate und der Employment Protection Legislation-Index der OECD miteinbezogen. In einem Probit-Modell wird der Einfluss dieser Faktoren geschätzt. Es zeigt sich, dass die durchschnittlichen Ersatzraten – also die allgemeine Großzügigkeit des Pensionssystems – keinen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit in Frühpension zu gehen hat – die Abschläge, die durch verfrühten Ruhestand entstehen, hingegen schon. Der Grad an gesetzlichem Arbeitsplatzschutz hat keinen Effekt. Entgegen der Erwartungen der Autoren, sinkt mit höherem BIP die Wahrscheinlichkeit auf Frühpension. Sie erklären sich dies angebotsseitig damit, dass die Produktion einer größeren Menge an Gütern und Dienstleistungen eine große *labor force* erfordert und nachfrageseitig mit einem den Einkommenseffekt dominierenden Substitutionseffekt. Mit der Arbeitslosigkeit steigt auch die Wahrscheinlichkeit der Frühpension.

### **Arbeitsqualität, der Wunsch nach Pensionierung und die tatsächliche Pensionswahrscheinlichkeit**

Anhand der Daten der ersten Welle von SHARE schätzen Blanchet und Debrand (2007b) den Einfluss von Arbeitszufriedenheit auf den Wunsch, möglichst bald in Pension zu gehen. Die abhängige Variable wird aus der Frage „Wenn Sie an Ihre derzeitige Beschäftigung denken, würden Sie dann gerne so früh wie möglich in Pension gehen?“ generiert. Neben der Arbeitsqualität (10 Fragen stehen dafür zur Verfügung – siehe Kapitel 4.4) wird für den Gesundheitszustand, soziodemographische Variablen, selbständige Beschäftigung, Pensionsversicherungsstatus, Erwartungen das Pensionssystem betreffend und Land kontrolliert.

Ergebnisse: Frauen, Höherausgebildete, Selbstständige und Personen, die in Partnerschaft leben, haben eine geringere Wahrscheinlichkeit, den Wunsch zu äußern. Ein schlechter subjektiver Gesundheitszustand hat einen signifikanten, positiven, die anderen Gesundheitsvariablen keinen Effekt. Die Erwartungen über die Entwicklung des Pensionssystems haben keinen Einfluss. Bis auf die Frage „Mein Arbeitsplatz ist gefährdet.“ haben alle Fragen zur Arbeitsqualität einen auf 10%-Level signifikanten Effekt auf den Pensionswunsch – der in die erwartete Richtung geht. Mit Abstand die größte Bedeutung hat die allgemeine Arbeitszufriedenheit mit einem marginalen Effekt von -16,4%. Die Koeffizienten der verbleibenden Variablen zur Arbeitszufriedenheit liegen (absolut) zwischen 2,6% und 7,8%.

In einer weiteren Spezifikation werden Charakteristika der Pensionssysteme (Nettoersatzrate, Mindestpensionsantrittsalter, Abschläge für Frühpension) aus externen Datenquellen ins Modell



eingeführt. Ergebnisse: Finanzielle Anreize durch das Pensionssystem haben signifikanten Einfluss bei der Erklärung nationaler Unterschiede. Auf individuellem Niveau scheinen nicht-monetäre Aspekte (Gesundheit und Arbeitszufriedenheit) die monetären zu überwiegen.

Siegrist et al. (2007) schätzen den Einfluss von „Arbeitsqualität“ und „Wohlbefinden“ auf den Wunsch, möglichst bald in Pension zu gehen. Sie messen die Arbeitsqualität mittels Demand-Control nach Karasek<sup>11</sup> und dem Effort-Reward Imbalance Modell nach Siegrist<sup>12</sup>.

„Wohlbefinden“ soll durch den subjektiven Gesundheitszustand, dem Vorhandensein von depressiven Symptomen nach der CES-D Skala, einem Dummy, ob die Person angibt, an mehr als einem von körperlichen Beschwerden zu leiden, und Lebensqualität nach der CASP-12 Skala (12 Fragen zu Kontrolle, Autonomie, Selbstverwirklichung und Freude) gemessen werden. Mittels binären logistischen Regressionsmodellen wird der Pensionswunsch anhand dieser Variablen erklärt.

Ergebnisse: Männer haben eine höhere Wahrscheinlichkeit, früher in Pension gehen zu wollen, genauso wie die 55 bis 59-Jährigen und Personen der niedrigsten Ausbildungsstufe.

Sowohl Effort-Reward Imbalance als auch Demand-Control haben einen unabhängigen Einfluss auf den Pensionswunsch. Arbeitsqualität und Wohlbefinden haben einen unabhängigen Einfluss auf den Pensionswunsch, die Magnitude der Qualitäts-Effekte übersteigt jene des Wohlbefindens. Der Erklärungsgehalt (McFaddens Adjusted R<sup>2</sup>) des Modells, welches nur für Arbeitsqualität kontrolliert, übersteigt jenen des Modells zum Wohlbefinden.

Schnalzenberger et al. (2008) verwenden die Daten der ersten und der zweiten Welle von SHARE um den Einfluss von Arbeitsqualität auf das Pensionsverhalten zu untersuchen. Die Pensionswahrscheinlichkeit im Jahr 2006 wird in Abhängigkeit der Arbeitsqualität von 2004 geschätzt. Als Maße für die Arbeitsqualität werden die „Allgemeine Arbeitszufriedenheit“ („Alles in allem bin ich zufrieden mit meiner Arbeit.“), der Effort-Reward Imbalance Ratio nach Siegrist et. al (2004) und Über- und Unterqualifikation, basierend auf einem Ansatz von Verdugo (1989) und Turner und Verdugo (1989) herangezogen. In einer Logit-Regression wird die Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein in Abhängigkeit der Qualitätsmaße, Geschlecht, Partnerschaft, Ausbildungsjahre, subjektivem Gesundheitszustand, Einschränkungen in alltäglichen Tätigkeiten, Alters- und Länderdummies geschätzt. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass Personen, die 2004 mit ihrer Arbeitssituation unzufrieden waren, eine doppelt so hohe Wahrscheinlichkeit haben, 2006 in Pension zu sein, als solche, die sehr zufrieden waren. Personen die *sehr* unzufrieden waren, weisen sogar eine dreimal so große Pensionswahrscheinlichkeit auf. Dieser Effekt ist bei Männern stärker ausgeprägt als bei Frauen.

In Hinblick auf Über-/Unterqualifikation kommen sie zu dem Ergebnis, das Überqualifizierte eine um 40% höhere Wahrscheinlichkeit haben in Pension zu sein als Personen, die ein durchschnittliches Ausbildungsniveau – relativ zum vorherrschenden Niveau in der ISCO-Gruppe in ihrem Herkunftsland –

---

<sup>11</sup> Karasek (1990) und Karasek et al. (1998)

<sup>12</sup> Siegrist et al. (2004) und Siegrist (1996)

aufweisen. Auch dieser Effekt ist bei Männern stärker ausgeprägt. Für Unterqualifikation finden sie keinen Effekt auf die Pensionswahrscheinlichkeit. Auch die Effort-Reward Imbalance hat entgegen ihren Erwartungen keinen Einfluss.

## 3 Theoretische Grundlagen

### 3.1 Ökonomische Theorie der Pensionsentscheidung

Empirisch ist zu beobachten, dass das Arbeitsmarktangebot der Menschen über das Alter deutlich variiert. Während jüngere Menschen einen großen Teil ihrer Zeit mit Ausbildung verbringen, verlassen ältere den Arbeitsmarkt um sich in den Ruhestand zu begeben. Dazwischen haben die 25 bis 50-Jährigen die höchste Arbeitsmarktbeteiligung – Männer in kontinuierlichem Ausmaß, bei Frauen mit Kindern ist mit zunehmendem Alter ein Ansteigen der Partizipation zu beobachten (Ehrenberg und Smith, 2009). Es folgt ein Überblick über ökonomische Standardmodelle zur Erklärung der Variation der Erwerbsbeteiligung über das Alter sowie der Pensionsentscheidung.<sup>13</sup>

In der ökonomischen Theorie wird eine Person als pensioniert betrachtet, wenn sie ihre gesamte verfügbare Zeit in Freizeit verbringt. Die individuellen Faktoren der zugrundeliegenden Pensionsentscheidung können in monetäre und nicht-monetäre Faktoren eingeteilt werden. Fokus der Standardliteratur liegt auf den monetären Faktoren, wobei es in Lumisdaine (1999) einige interessante Erweiterungen gibt. Modelle zu beiden Aspekten werden im Folgenden dargelegt. Aus makroökonomischer Sicht wird die Erwerbsbeteiligung durch Angebot und Nachfrage auf dem Arbeitsmarkt bestimmt. Abschließend wird deshalb auf einige Aspekte der Nachfrage nach älteren ArbeitnehmerInnen hingewiesen.

#### Monetäre Faktoren

In Lazear (1986) wird die Pensionsentscheidung als seine Abwägung zwischen Arbeit und Freizeit aufgefasst. Freizeit wird als normales Gut betrachtet, dessen Konsum den Individuen Nutzen stiftet. Arbeit bringt Lohn und somit die Möglichkeit, andere Güter – aber auch Freizeit - zu konsumieren. Eine Erhöhung des Lohnes hat dementsprechend zwei gegenläufige Effekte: Der Einkommenseffekt ermöglicht den Konsum einer größeren Menge von Gütern – und somit auch Freizeit. Gleichzeitig wird es durch den Substitutionseffekt „teurer“ (in Form von entgangenem Einkommen), wenn Arbeitszeit reduziert wird. Welcher Effekt überwiegt liegt nicht auf der Hand. Die Individuen wählen die Zeit, die sie in der Arbeit oder Freizeit verbringen so, dass ihr Nutzen daraus maximal ist.

Es kann zwischen zwei Arten von Modellen unterschieden werden: In einfachen 1-Perioden-Modellen entscheidet sich das Individuum für das Ausmaß an Freizeit, welches den Nutzen der aktuellen Periode maximiert. In Mehr-Perioden-Modellen wird Freizeit in jeder Periode in Abhängigkeit von den Nutzen in allen anderen Perioden gewählt.

---

<sup>13</sup> Die Erläuterungen basieren auf Lazear (1986) und Lumisdaine (1999).

In 1-Perioden Modellen wird in jeder Periode  $t$  die Freizeit so gewählt, dass der Nutzen in dieser maximal ist. Der Nutzen ist abhängig von Freizeit und den anderen Gütern, die in  $t$  konsumiert werden. Der Lohn wird als exogen (also unabhängig von etwa Alter und Erwerbsgeschichte) angenommen. Dieses Modell wurde vor allem angewendet, um den Einfluss von Sozialversicherungssystemen auf das Arbeitsangebot zu untersuchen.

Viele wichtige Aspekte fehlen offensichtlich in diesen einfachen Modellen: Es ist anzunehmen, dass Menschen mit ihrer Pensionsentscheidung nicht nur den Nutzen der aktuellen Periode maximieren, sondern auch die Konsummöglichkeiten der folgenden Perioden berücksichtigen. Weiters wird der Tatsache nicht Rechnung getragen, dass die Produktivität einer Person (und damit ihr Einkommen) von ihrem Alter und auch vom bisher akkumulierten Humankapital (und damit von ihrer bisherigen Erwerbsgeschichte) beeinflusst wird und auch die Präferenzen über die Zeit variieren können.

Im einfachsten Mehr-Perioden-Modell bei Lazear (1986) maximiert das Individuum die Lebensnutzenfunktion (abhängig von Freizeit und anderen Gütern) unter der Budgetbedingung, die sich aus Arbeitszeit (also Nicht-Freizeit) und Lohn ergibt. Es wird angenommen, dass der Lohn sowie auch der Wunsch nach Konsum von Freizeit und anderen Gütern, über die Zeit konstant sind. Das Ergebnis des Maximierungsproblems ist dementsprechend ein optimales Ausmaß an Freizeit, ohne Aussagen darüber zu treffen, wann gearbeitet werden soll und wann nicht.

Komplexere Modelle werden der Tatsache gerecht, dass Verdienstmöglichkeiten über die Zeit variieren, und auch Freizeit nicht immer der gleiche Stellenwert eingeräumt wird. Individuen werden dann ihre Arbeitskraft auf dem Markt anbieten, wenn der indirekte Nutzen, den sie aus der Arbeit ziehen (Nutzen der Güter, die sie damit finanzieren können), den Nutzen der Freizeit übersteigt. Die beobachtete verkehrte U-Form des Arbeitsmarktangebots über das Alter<sup>14</sup> kann dann durch Änderungen der Produktivität, Änderung des Wertes der Freizeit oder die Kombination beider Effekte erklärt werden (Lazear 1986).

Das Problem kann auch als dynamisches Optimierungsproblem aufgefasst werden. Hierbei maximiert das Individuum seinen Nutzen über die gesamte Lebenszeit. Ein Beispiel hierfür ist Sheshinski (1978). Der Lebensnutzen hängt hier ab von Konsum von Freizeit und anderen Gütern sowie von einem Diskontierungsfaktor, der angibt, wie groß das Gewicht ist, dass die Person zukünftigen Perioden gibt. Die Budgetbedingung ergibt sich aus der Summe der Arbeitsmarkteinkommen und dem erwarteten Barwert der Pensionseinkommen (abhängig vom Zeitpunkt des Pensionsantritts) und dem Zinssatz. Ohne zusätzliche Annahmen über die funktionelle Form der Nutzenfunktion können allerdings keine aufregenden Aussagen getroffen werden.

Die theoretischen Grundlagen aus Lazear (1986) werden in Lumsdaine (1999) erweitert. In einem dynamischen Kontext soll so heterogenes Verhalten ermöglicht werden. Die Modelle zeichnen sich

---

<sup>14</sup> Die Stunden, die an Arbeitszeit angeboten werden, steigen zuerst und sinken mit zunehmendem Alter wieder.

dadurch aus, dass mehr Heterogenität und Unsicherheit ermöglicht wird. Die wichtigsten Neuerungen sind im Folgenden kurz umrissen.

Gustman und Steinmeier (1986) entwickelten ein frühes dynamisches Lebenszyklusmodell der Pensionsentscheidung. Im Gegensatz zu früheren Modellen wird hier die Lebens-Nutzenfunktion über Konsum *und* Freizeit maximiert. Heterogenen Präferenzen und der Möglichkeit, dass diese über das Alter nicht konstant sein müssen, wird Rechnung getragen: Das Gewicht von Freizeit in der Nutzenfunktion variiert über die Zeit und auch über die Individuen. In die Budgetbedingung fließt eine Grundausrüstung ein, sowie der Zinssatz. Eine weitere Eigenschaft des Modells ist, dass Teilzeit-Pension (die Reduktion der Arbeitszeit als Vorstufe der Pension) explizit behandelt wird. Nachdem die Teilzeitlöhne in der Regel unter den Vollzeitlöhnen liegen, schätzen Gustman und Steinmeier separate Kompensationsprofile für beide Fälle.

Im „Option Value“-Modell von Stock und Wise (1990) schieben die Individuen ihren Pensionsantritt solange auf, solange der Nutzen des Weiterarbeitens jenen der sofortigen Pensionierung übersteigt. Hierfür vergleichen sie in jedem Alter (basierend auf den zu dem Zeitpunkt zu Verfügung stehenden Informationen) den erwarteten Barwert einer sofortigen Pensionierung, mit jenem der Pensionierung zu *jedem* späteren Zeitpunkt. Der maximale Wert aller dieser Differenzen - dem Nutzen der Pensionierung zu jedem späteren Zeitpunkt minus dem Nutzen der sofortigen Pensionierung - ist der „Option Value“. Ist dieser größer als Null, wird die Person eine weitere Periode im Erwerbsleben bleiben, andernfalls in Pension gehen. In die Nutzenfunktion fließen der erwartete Barwert aller zukünftigen Erwerbs- und Pensionseinkommen ein. Auch die individuelle Erwerbsgeschichte wird miteinbezogen: die Einkommen sind durch das Alter der Person sowie die Anzahl der Erwerbsjahre bestimmt. Nicht-monetäre Faktoren werden nicht berücksichtigt.

Die beiden Modelle stellen insofern einen großen Fortschritt gegenüber früheren Modellen dar, als dass sie den Trade-Off zwischen Konsum und Freizeit über den gesamten Lebenszyklus abbilden. Trotzdem sind sie mit einigen problematischen Annahmen verbunden – zum Beispiel, dass den Individuen ihre zukünftigen Kompensationspfade bekannt sind. Rust und Phelan (1997) entwickelten ein Modell, welches individuelle Unsicherheit in Bezug auf Gesundheitszustand, Gesundheitsausgaben, Familienstand, Beschäftigung, Einkommen und Lebensdauer erlaubt.

Neben den Erweiterungen der Modelle zu den ökonomischen Aspekten der Arbeitsmarktbeteiligung werden in Lumsdaine (1999) weitere, nicht-monetäre Faktoren eingeführt: Gesundheitszustand, institutionelle Einschränkungen und familiäre Situation.

## Nicht-monetäre Faktoren

Neben ökonomischen Determinanten der Pensionsentscheidung ist der Gesundheitszustand der am häufigsten untersuchte Faktor. Die Theorie leitet den Einfluss auf die Arbeitsmarktteilnahme anhand zweier Effekte her: Einfluss des Gesundheitszustandes auf die Präferenzen und auf die Budgetbeschränkung.

Ein schlechter Gesundheitszustand kann die Präferenzen von Arbeit hin zu Freizeit verschieben, weil Zeit zu Hause mehr geschätzt wird oder die Arbeit als anstrengender empfunden wird. Auch im Falle der Erkrankung eines/einer Angehörigen kann es zu einer Verschiebung der Wertigkeiten kommen.

Die Effekte auf die Budgetbeschränkung sind vielfältig und teilweise gegenläufig: In vielen Fällen werden ArbeitnehmerInnen mit schlechtem Gesundheitszustand weniger produktiv, dafür häufiger abwesend sein und weniger in ihr eigenes Humankapital investieren. Wenn ältere Menschen tendenziell eine schlechtere Gesundheit aufweisen als junge, wird sich das theoretisch in niedrigeren Löhnen niederschlagen. Im Fall, dass der Substitutionseffekt den Einkommenseffekt überwiegt<sup>15</sup>, führt der niedrigere Lohn zu reduzierter Arbeitszeit und möglicherweise auch Pensionierung. Im Fall, dass der Einkommenseffekt überwiegen sollte, hätten nach dieser Theorie ältere Menschen einen Anreiz, mehr zu arbeiten. Weiters wäre dem entgegenzuhalten, dass empirisch die Löhne in der Regel mit dem Alter eher steigen als sinken.

Ein positiver Effekt von eingeschränkter Gesundheit auf die Erwerbstätigkeit könne sich auch ergeben, wenn die Krankenversicherung an Erwerbstätigkeit geknüpft ist. Negative Effekte auf das Zeitbudget können sich dadurch ergeben, dass kranke Menschen schlichtweg weniger Zeit hätten, arbeiten zu gehen.

Weiters wird versucht, die Pensionsentscheidung durch institutionelle Arbeitsplatzbeschränkungen für ältere ArbeitnehmerInnen zu erklären. Zu diesen zählen: Inflexibilität in Bezug auf Arbeitszeiten und Arbeitstage (einerseits sind ältere ArbeitnehmerInnen tendenziell weniger flexibel in Bezug auf zeitliche Verfügbarkeit und Mobilität, andererseits stellen sich ArbeitgeberInnen nicht genügend auf die spezifischen Bedürfnisse von älteren ArbeitnehmerInnen – beispielsweise Teilzeitbeschäftigung - ein), belastende, anstrengende Arbeitssituationen und die Einstellung der ArbeitgeberInnen bezüglich älteren MitarbeiterInnen. Die Bedeutung dieser Effekte zu ermitteln ist eine empirische Frage, die theoretische Frage (modeling issue) ist, ob diese Faktoren wirklich exogen angesehen werden können. In der ökonomischen Theorie sind diese Faktoren bisher nicht stark verankert.

Während die Entscheidung in Pension zu gehen in den meisten Modellen als individuelle dargestellt wird, gibt es auch Entwicklungen, der Beobachtung Rechnung zu tragen, dass diese in vielen Fällen nicht unabhängig vom Familienkontext getroffen wird. Beim Versuch, gemeinsame Entscheidungsfindung in dynamische Entscheidungsmodelle einzubauen, erhöht sich die rechnerische Komplexität entscheidend. Aus diesem Grund werden beschränkt dynamische Modelle gebastelt, sodass zum Beispiel die

---

<sup>15</sup> Fields und Mitchell (1984) finden Evidenz dafür, dass dies bei älteren Menschen der Fall ist.

Entscheidung der Partnerin in jene des Partners einfließt, aber nicht umgekehrt (Pozzebon und Mitchell 1989).

Eine andere Möglichkeit ist, das Paar als eine Entscheidungseinheit aufzufassen (Berkovec und Stern 1991). In jeder Periode wählt das Paar zwischen vier Optionen (beide arbeiten, beide arbeiten nicht, eineR arbeitet – die/der andere nicht).

Eine weitere von Lumsdaine (1999) vorgeschlagene Möglichkeit ist, familiäre Faktoren in die Nutzenfunktion einzubauen (indem beispielsweise das Gewicht von Freizeit erhöht wird).

### **Die Nachfrageseite**

Um die Nachfrageseite der Arbeitsmarktteilnahme von älteren ArbeitnehmerInnen zu modellieren wird häufig von der Annahme, diese würden nach ihrem aktuellen Marginalprodukt bezahlt, abgewichen. Beispielsweise wird angenommen, dass zur Bestimmung des Gehalts die erwartete Produktivität über das gesamte Erwerbsleben herangezogen wird (Lazear 1979). Ist die Produktivität im Alter unterdurchschnittlich hoch, werden ältere ArbeitnehmerInnen somit über ihrem Marginalprodukt bezahlt. Was für die ArbeitgeberInnen einen Anreiz schafft, diese Arbeitskräfte vermindert nachzufragen.

Da es gesellschaftlich sowie rechtlich nicht möglich ist, langgedienten ArbeitnehmerInnen das Gehalt zu kürzen, wurden andere Mechanismen entwickelt, um die hochbezahlten älteren ArbeitnehmerInnen aus dem Arbeitsmarkt zu bewegen: Pensions schemata, in welchen Verluste für das Pensionskonto entstehen, wenn die Person über ein gewisses Alter hinaus erwerbstätig bleibt und großzügige Ausstiegsoptionen für ArbeitnehmerInnen, die „wegrationalisiert“ werden sollten. Beides sind Modelle, die in Zeiten, in welchen der politische Wille, ältere Menschen im Arbeitsmarkt zu halten, groß ist, an Bedeutung verloren haben.

## **3.2 Modelle der Arbeitsqualität<sup>16</sup>**

Bei der SHARE-Befragung wird die allgemeine Arbeitszufriedenheit der Beschäftigten erhoben. Diese Variable ist von großem Interesse, wenn der Einfluss von Arbeitsqualität auf Pensionswunsch und Pensionsbeteiligung geschätzt werden soll. Es wäre ein interessantes Ergebnis, wenn man zeigen könnte, dass ältere ArbeitnehmerInnen länger im Erwerbsleben bleiben würden, wären sie mit ihrer Arbeitssituation zufriedener. Worin allerdings die Unzufriedenheit besteht und welche Maßnahmen getroffen werden müssten, um dem entgegenzuwirken, kann daraus allerdings nicht abgeleitet werden. Aus diesem Grund macht es Sinn, spezifischere Maße für die Arbeitsqualität einzusetzen. Hierfür müssen theoretische Konzepte zur Analyse der Arbeitsbedingungen entwickelt werden, die allgemein genug sind, um auf unterschiedliche Berufsfelder und Arbeitssituationen angewendet zu werden und trotzdem aussagekräftig genug, um die Ableitung von Politikmaßnahmen zu ermöglichen.

---

<sup>16</sup> Kapitel 4.1 bis 4.3 basieren auf Marmot et al. (2006) und Siegrist et al. (2004).

In der Literatur zu den psychosozialen Aspekten der Arbeit findet sich eine Reihe von Ansätzen zur Messung von Arbeitsbelastungen. In letzter Zeit hat die Forschung sich auf einige wenige theoretische Konzepte konzentriert – zwei, die besondere Beachtung erfahren haben, sind Demand-Control nach Karasek (1979 und Karasek und Theorell 1990) und Effort-Reward Imbalance nach Siegrist (1996a und 1996b).

Für die Arbeit mit dem SHARE-Datensatz bieten sie sich zudem an, da die in SHARE enthaltenen Fragen zur Arbeitszufriedenheit sich einerseits am Job Content Questionnaire (Karasek et al. 1998), welcher zur Messung des Demand-Control Modell dient, andererseits an einem Fragebogen, welcher mit dem Effort-Reward Imbalance Modell arbeitet (Siegrist et al. 2004), orientieren und somit leicht in die beiden Modelle eingebettet werden können. Siegrist et al. (2006) verwenden die beide Modelle und die SHARE-Daten um den Pensionswunsch zu schätzen. Schnalzenberger et al. (2008) verwenden das Effort-Reward Imbalance Modell um die tatsächliche Pensionsbeteiligung zu erklären.

Beide gehen zurück auf die Erforschung des Einflusses von Arbeitsbedingungen auf den Gesundheitszustand der Beschäftigten. Insbesondere der Effekt auf das Auftreten von koronaren Herzerkrankungen (die in der westlichen Welt zu den auf häufigsten Erkrankungen zählen) wurde ausgiebig erforscht. Diese Untersuchungen konzentrierten sich auf physische Einflussfaktoren, wie etwa Gesundheitseffekte schwerer körperlicher Arbeit (Morris et al. 1953) oder die Identifizierung von gesundheitsschädlichen physikalischen oder chemischen Einflüssen am Arbeitsplatz (Kristensen 1994).

Im Gegensatz zu traditionellen biomedizinischen Untersuchungen der Arbeitsbelastungen können psychosoziale Faktoren nicht ohne weiteres gemessen werden. Es müssen Faktoren identifiziert werden, welche schwere, wiederkehrende und/oder andauernde Belastungen bei einem Großteil der Betroffenen hervorrufen. Maße von Arbeitsbelastungen sollen „reliable, sensitive to change and valid“ sein (Marmot et al. 2006). Die beiden Modelle scheinen diesen Anforderungen zu entsprechen. Sie wurden sie in einer Vielzahl von Untersuchungen getestet. Hierbei wurde vermehrt Evidenz für den Einfluss von belastenden Arbeitssituationen auf die Prävalenz von koronaren Herzerkrankungen und andere Leiden gefunden (Marmot et al. 2006).

### **3.2.1 Demand-Control**

Das Demand-Control Modell nach Karasek (1979, Karasek und Theorell 1990) ist das am häufigsten verwendete und getestete Modell der psychosozialen Belastungen der Arbeit.

Hinkle et al. (1968) hatten zuvor den Effekt von Arbeitsstunden und -anforderungen auf die Prävalenz von koronaren Herzerkrankungen untersucht. In den 1970er-Jahren war Evidenz für den positiven Effekt von einem Arbeitsumfeld, welches die Entwicklung neuer Fähigkeiten erlaubt (Hackman und Lawler 1971) und Möglichkeiten zu selbstbestimmtem Arbeiten bietet (Kohn und Schooler 1973, Gardell 1971), gezeigt worden.



In seinem Demand-Control Modell führte Karasek diese Elemente zusammen und entwickelte ein zweidimensionales Modell der Arbeitsbelastungen. Die Kombination aus Anforderungen (demands) und Handlungsspielraum (control) am Arbeitsplatz soll die empfundene Arbeitsbelastung und Erkrankungen (insbesondere koronare Herzerkrankungen) erklären.

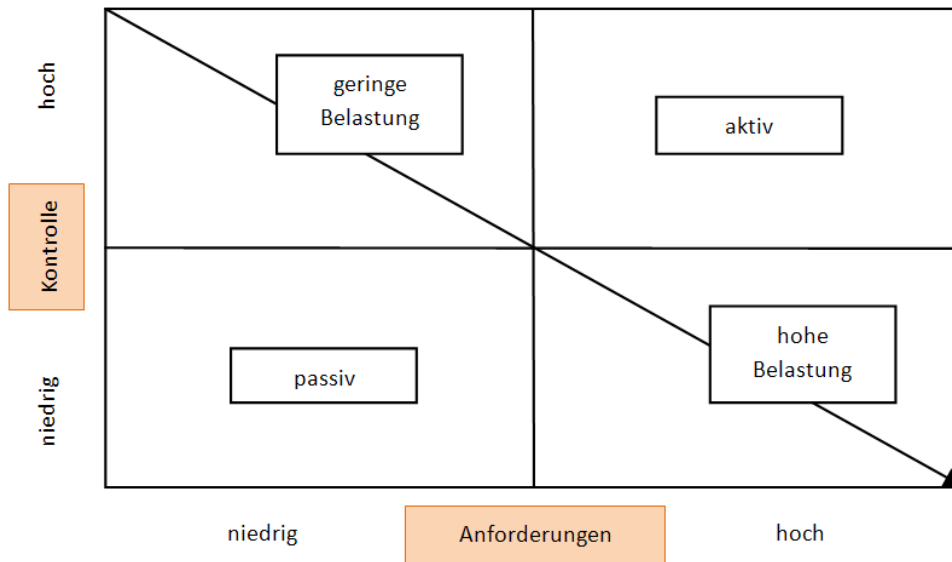


Abbildung 7: Das Demand-Control Modell nach Karasek

In Abbildung 7 ist der Einfluss der beiden Faktoren auf die Arbeitsbelastung nach Karasek dargestellt. Arbeitssituationen, in welchen hohe Anforderungen mit einem niedrigen Maß an Kontrolle einhergehen, werden demnach von den Beschäftigten als belastender empfunden, als solche, in denen die Einflussmöglichkeiten - relativ zu den Verpflichtungen – hoch sind.

Für den Fall von gleichermaßen hohen Levels beider Faktoren machte Karasek vorerst keine Aussagen hinsichtlich Belastungsgrad. Wenig anspruchsvolle Beschäftigungen, mit geringem Handlungsspielraum werden aber als „passiv“ bezeichnet und mit einem verminderten Grad an Aktivität und Problemlösungskompetenz assoziiert. Die gegenteilige „aktive“ Situation ermöglicht den Betroffenen Weiterentwicklung im beruflichen wie im privaten Leben.

Johnson und Hall (1988) erweiterten dieses Konzept um den Aspekt der Unterstützung (durch KollegInnen und Vorgesetzte) als entlastenden Faktor.

In den 1990er-Jahren erweiterten Karasek und Theorell (1990) den Begriff der Kontrolle um den Aspekt der Aneignung von neuen Fähigkeiten und Verhaltensmustern am Arbeitsplatz („aktive Situation“). Die zugrundeliegende These ist, dass neue Fähigkeiten die Möglichkeiten der Beschäftigten, Kontrolle über ihre Arbeitssituation zu übernehmen, erhöhen. In besonders fordernden, anstrengenden Situationen könne das Gefühl, eigenmächtig zu handeln, einen entlastenden Faktor darstellen.

Für das Demand-Control gehe ich nicht auf den von Johnson und Hall (1988) eingebrachten Aspekt der Unterstützung am Arbeitsplatz ein. Diese wird aber im Effort-Reward Imbalance Modell berücksichtigt. In Anlehnung an Siegrist et al. (2007), die den Einfluss der Arbeitsqualität auf den Pensionswunsch schätzen, verzichte ich für meine Analyse gänzlich auf den Aspekt Demand. Empirische Evidenz, nach welcher der Erklärungsgehalt von Control jenen von Demand bei weitem übersteigt, vermutlich aber auch die Überschneidungen der Definitionen von Demand-Control und Effort-Reward Imbalance, veranlasste Siegrist zu diesem Fokus auf Control.

Mit dem SHARE-Datensatz ermittle ich das Maß Control anhand folgender Aussagen: „Ich habe kaum die Möglichkeit, selbst zu bestimmen, wie ich meine Arbeit gestalte.“ und „Ich habe die Möglichkeit, mir neue Fertigkeiten anzueignen.“ (Details zur Konstruktion des Index siehe Kapitel 4.4)

### **3.2.2 Effort-Reward Imbalance**

Das Modell nach Siegrist (1996a, 1996b) basiert auf der Vorstellung, dass eine Arbeitssituation als besonders belastend empfunden wird, wenn ein grundlegendes Element des sozialen Austausches – jenes der Reziprozität – verletzt wird.

Werden die Anstrengungen, die im Job abverlangt werden, nicht ausreichend goutiert (in Form von Entlohnung, Anerkennung, Aufstiegschancen oder Arbeitsplatzsicherheit), so liegt Effort-Reward Imbalance vor.

Siegrist liefert drei Erklärungsansätze, warum Personen solche, für sie unvorteilhafte Arbeitssituationen, akzeptieren: der Mangel an Alternativen am Arbeitsmarkt (beispielsweise aufgrund schlechter Ausbildung oder Immobilität), strategische Gründe<sup>17</sup> oder eine Persönlichkeitsstruktur, die zu Überengagement neigt<sup>18</sup>.

Die Gründe für das Ungleichgewicht aus Kosten und Nutzen können somit situativ, persönlich und/oder gesamtwirtschaftlich bedingt sein.

Im SHARE-Datensatz wird die Komponente Effort durch die Fragen „Meine Arbeit ist körperlich anstrengend.“ und „Wegen des hohen Arbeitsaufkommens stehe ich ständig unter Zeitdruck“ abgedeckt. Reward wird aus den Aussagen „Für meine Arbeit erhalte ich die Anerkennung, die ich verdiene“, „Wenn ich an all die erbrachten Leistungen denke, halte ich mein Gehalt/Einkommen für angemessen“, „Die Aufstiegschancen/Chancen für ein berufliches Weiterkommen in meinem Bereich sind schlecht“, „Ich erhalte in schwierigen Situationen angemessene Unterstützung“ und „Mein Arbeitsplatz ist gefährdet“ abgeleitet. (Details siehe Kapitel 4.4)

---

<sup>17</sup> Insbesondere Personen am Beginn ihrer Laufbahn erhoffen sich durch den Verzicht auf adäquate Gegenleistungen verbesserte Chancen in der Zukunft. Stellt sich der gewünschte Effekt nicht ein, kann das zu frustrierenden Arbeitssituationen führen.

<sup>18</sup> Betroffen sind Personen, die sich aufgrund eines besonders großen Bedürfnisses nach Bestätigung, dem Unvermögen, sich von den gestellten Aufgaben emotional zu distanzieren oder übermäßiger Identifikation über ihre Arbeit, über die engagieren.

### 3.2.3 Die beiden Modelle im Vergleich

Sowohl Karasek als auch Siegrist wählen einen selektiven analytischen Zugang zur Entwicklung eines allgemeinen Modells der Arbeitsbelastungen. Beide Modelle können anhand von standardisierten Fragebögen und vordefinierten Prozeduren gemessen werden und sind so auf eine Vielzahl von Arbeitssituationen anwendbar. Auch die betrachteten Problemfelder überschneiden sich teilweise: Die Faktoren Demand und Effort sind kaum voneinander abzugrenzen. Die Möglichkeit zu haben, im Arbeitsumfeld neue Fähigkeiten zu entwickeln, die Karasek dem Faktor Control zuordnet, könnte auch als Reward im Sinne von Effort-Reward Imbalance aufgefasst werden. Neben einigen konzeptuellen und methodischen Gemeinsamkeiten sind folgende Unterschiede zu nennen: Mit der Autoritätsstruktur und der Aufgabenverteilung sind die zentralen Elemente des Demand-Control Modells situativer Natur. Im Effort-Reward Imbalance Modell kommen zudem die persönliche Komponente (Überidentifikation, Übereifrigkeit) sowie gesamtwirtschaftliche Effekte (Löhne, Arbeitsplatzsicherheit) zum Tragen.

Entsprechend der unterschiedlichen konzeptuellen Ausrichtung, legen die beiden Modelle auch unterschiedliche Politikempfehlungen nahe, wenn als belastend empfundene Arbeitssituationen verbessert werden sollen. Der Fokus von Karaseks Modell legt Demokratisierung der Arbeitssituation nahe. Diese kann durch *vertikale* und *horizontale Umstrukturierung* erzielt werden. Bei der *vertikalen Umstrukturierung* übernimmt der/die Beschäftigte in seinem/ihren Arbeitsbereich neue Tätigkeiten, die mit mehr Befugnissen und auch Anforderungen verbunden sind und arbeitet mit größerer Eigenverantwortung. Führt der/die Beschäftigte nach der Umstrukturierung mehrere verschiedene Tätigkeiten durch, welche ein ähnliches Anforderungsniveau verlangen, wird von *horizontaler Umstrukturierung* gesprochen. Durch den vergrößerten Tätigkeitsbereich, erhöhen sich hier die Möglichkeiten, selbst zu bestimmen, welche Aufgabe zu welchem Zeitpunkt erledigt wird. Weiters kann durch das Ermöglichen von Fortbildung, mit die Entwicklung neuer Fähigkeiten und Fertigkeiten, das Maß an Kontrolle erhöht werden.

Der Herstellung eines Gleichgewichts von Anforderungen und Honorierung im Sinne von Siegrist kann auf drei Ebenen begegnet werden: individuell (z.B. die betroffene Person hinterfragt und ändert ihren Zugang zu Leistung und Kontrolle), interpersonell (z.B. von Seiten der ArbeitgeberInnen wird den MitarbeiterInnen mehr Anerkennung für ihre Leistungen entgegengebracht und Unterstützung in schwierigen Situationen bereitgestellt) und strukturell (z.B. on Seiten der ArbeitgeberInnen bzw. der Politik: Maßnahmen zur Arbeitsplatzsicherheit, adäquater Entlohnung für besonders beanspruchende Tätigkeiten, Möglichkeiten der Fort- und Weiterbildung).

Das Effort-Reward Imbalance Modell deckt somit einen größeren Bereich ab und bezieht unterschiedliche AkteurInnen mit ein (den/die Beschäftigte selbst, den Arbeitgeber/die Arbeitgeberin, die Politik). Dementsprechend sind auch die Implikationen nicht leicht zu deuten. Insbesondere ist nicht klar, welche AkteurInnen am Zug wären, um die Situation zu verbessern. Dies sollte auch bei der Interpretation der geschätzten Effektgrößen bedacht werden.

Beide Modelle sind in einer Vielzahl von Studien zur Anwendung gekommen (für einen Überblick siehe Marmot et al. 2006, Seite 105ff). Beispielsweise konnte in einer großangelegten Studie von Peter et al. (2002) gezeigt werden, dass der Erklärungsgehalt (in Bezug auf Herz- und Gefäßerkrankungen) der kombinierten Maße jenen der separaten bei weitem überstieg. Bei der Whitehall II Studie (Bosma et al. 1998) liefern beide Maße einen Erklärungsgehalt in derselben Größenordnung.

### **3.2.4 Überqualifikation und Unterqualifikation**

Das dritte Maß, welches die Qualität des Arbeitsplatzes abbilden soll, orientiert sich an einer Publikation von Schnalzenberger et al. (2008). Neben den oben erläuterten Maßen Control und Effort-Reward Imbalance werden in dieser Studie Überqualifikation und Unterqualifikation als erklärende Variable in das Pensionsmodell eingeführt. Dahinter steht die Idee, dass eine Beschäftigungssituation, welche nicht dem individuellen Ausbildungsniveau entspricht, als unbefriedigend empfunden wird. Zur Messung von Über- bzw. Unterqualifikation werden die individuellen Ausbildungsjahre mit den Durchschnitts der betreffenden ISCO-Berufsgruppe<sup>19</sup> in den jeweiligen Ländern verglichen. Die potenziell unterschiedlichen Effekte von Jobs, deren durchschnittliches Ausbildungsniveau *über* und solcher, deren durchschnittliches Ausbildungsniveau *unter* dem der jeweiligen Person liegen, können so ermittelt werden.

---

<sup>19</sup> Die Berufsgruppen sind die die zweistellige Ebene der ISCO-Berufsklassifikation.

## 4 Ökonometrisches Modell

### 4.1 Ökonometrische Theorie: Logit- und Probit-Modelle

Die Frage, ob eine Person im Jahr 2006 in Pension ist, sowie jene nach dem Pensionswunsch können mit „ja“ oder „nein“ beantwortet werden.

Für Fragestellungen mit solchen - binären - abhängigen Variablen eignen sich Logit- bzw. Probit-Modelle. Mit diesen kann geschätzt werden, welchen Einfluss die verschiedenen Variablen auf die Wahrscheinlichkeit haben, dass die abhängige Variable den Wert „1“ annimmt.

Logit und Probit können aus einem zugrundeliegenden Latente-Variablen-Modell, welches den klassischen Annahmen des linearen Regressionsmodells folgt, abgeleitet werden. Hierfür wird angenommen, dass zwischen den erklärenden Variablen  $x_i$  (beispielsweise Alter, Geschlecht, Gesundheitszustand, Arbeitszufriedenheit,..) und der latenten Variable  $y^*$  ein linearer Zusammenhang

$$y^* = \beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + e$$

besteht.  $y^*$  kann als die Neigung in Pension zu sein interpretiert werden. mit  $\mathbf{x}\boldsymbol{\beta} = \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k$ . und  $e$  dem Fehlerterm.  $e$  wird als unabhängig von  $\mathbf{x}$  angenommen. Weiters wird angenommen, dass dieser einer logistischen Verteilung (im Logit-Modell) bzw. einer Standardnormalverteilung (im Probit-Modell) folgt.

Der lineare Zusammenhang zwischen den erklärenden Variablen und der Neigung in Pension zu sein kann allerdings nicht beobachtet werden.

Beobachtet wird vielmehr, ob eine Person tatsächlich in Pension ist. Die Indikatorfunktion

$$y = 1[y^* > 0]$$

nimmt den Wert 1 an, wenn die Neigung - abhängig von  $\mathbf{x}$  - größer als 0 ist.

Die Wahrscheinlichkeit, dass das interessierende Ereignis eintritt, gegeben  $\mathbf{x}$

$$P(y = 1 | \mathbf{x}) = P(y = 1 | x_1, x_2, \dots, x_k)$$

kann deshalb umgeschrieben werden als die Wahrscheinlichkeit, dass die Neigung größer als 0 ist:

$$P(y = 1 | \mathbf{x}) = P(y^* > 0 | \mathbf{x}) = P(e > -(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) | \mathbf{x})$$

$$P(y = 1 | \mathbf{x}) = 1 - G[-(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})]$$

Da  $e$  symmetrisch um 0 verteilt ist, gilt  $1 - G(-z) = G(z)$ . Somit gilt

$$P(y = 1 | \mathbf{x}) = G(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})$$

$G$  ist die kumulative Verteilungsfunktion von  $e$ . Um sicher zu stellen, dass  $G(z)$  für alle reellen Zahlen  $z$  zwischen 0 und 1 liegt und die Werte somit als Wahrscheinlichkeit interpretiert werden können, muss eine entsprechende Verteilungsfunktion für  $e$  gewählt werden.

Im Logit-Modell wird für  $G$  die logistische Funktion

$$G(z) = \exp(z)/[1 + \exp(z)] = \Lambda(z)$$

angenommen.

Im Probit-Modell wird eine Standardnormalverteilungsfunktion angenommen:

$$G(z) = \Phi(z) = \int_{-\infty}^z \phi(v) dv$$

mit  $\phi(z)$  gleich der Standard Normalverteilung

$$\phi(z) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-z^2/2).$$

Mittels Maximum-Likelihood-Estimation wird dann geschätzt, welche Koeffizienten die beobachteten Werte von  $y$  am wahrscheinlichsten machen.

Die mit Logit- und Probit-Modellen ermittelten Effekte auf  $E(y^*|\mathbf{x})$  gehen immer in dieselbe Richtung, die Werte für  $y^*$  unterscheiden sich aber in der Regel und sollten nicht interpretiert werden.

Der marginale Effekt einer Variable  $x_j$  auf die Wahrscheinlichkeit, dass das Ereignis eintritt, kann durch die partielle Ableitung von  $P(y = 1|\mathbf{x})$  nach  $x_j$  ermittelt werden.

## 4.2 Daten: Der Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe

Mit dem Ziel, die Lebenssituation der Menschen über 50 in Europa zu erfassen, wurde 2004 die erste SHARE-Befragung durchgeführt. Diese ist multidisziplinär ausgerichtet und soll die verschiedenen Bereiche des Lebens abdecken. Der Fokus liegt auf gesundheitlicher, ökonomischer und sozialer Situation.

Bei der Entwicklung des Surveys gab es eine starke Orientierung am English Longitudinal Study of Ageing (ELSA) sowie am US-amerikanischen Health and Retirement Survey (HRS). In mehreren Studien werden die Ergebnisse der drei Befragungen miteinander in Verbindung gesetzt (vgl. Börsch-Suppan 2008).

Im Jahr 2004 wurden in Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, Griechenland, Italien, Israel, den Niederlanden, Österreich, Schweden, der Schweiz und Spanien insgesamt 31.115 Menschen über 50 und deren PartnerInnen befragt<sup>20</sup>. Mit Ausnahme von Israel wurde in diesen Ländern im Jahr 2006 eine neuerliche Befragung durchgeführt. Zusätzlich wurden die Tschechische Republik und Polen in das Projekt aufgenommen – 33.281 Menschen wurden interviewt. Mit der zweiten Welle begann die

---

<sup>20</sup> Im selben Haushalt lebende PartnerInnen wurden unabhängig von ihrem Alter befragt.

longitudinale Dimension des SHARE Project. Knapp 60% der Menschen, die 2004 bereits Auskunft gaben, wurden zwei Jahre später nochmals befragt.

Ziel ist es, fortan alle zwei Jahre Befragungen durchzuführen. Die Daten der ersten beiden Wellen sind online frei verfügbar für (wissenschaftliche Zwecke), die 3.Welle (SHARELIFE) ist derzeit in Bearbeitung. Während bei der 2.Welle – von einigen Anpassungen abgesehen – die gleichen Fragen gestellt wurden wie in der 1.Welle, sollen in der jüngsten Befragung neue Möglichkeiten eröffnet werden. Während bei den ersten beiden Wellen der Fokus auf der aktuellen Lebenssituation liegt, wird hier auch Vergangenes (zum Beispiel in Bezug auf Erwerbs- oder Krankengeschichte) abgedeckt.

Der Datensatz ist in folgenden 21 Modulen organisiert: Coverscreen (grundlegende Informationen zum Haushalt, die am Beginn des Interviews abgefragt werden), Demographics, Physical Health, Behavioral Risks, Cognitive Function, Mental Health, Health Care, Employment and Pensions, Grip Strength, Walking Speed, Children, Social Support, Financial Transfers, Housing, Household Income, Consumption, Assets, Activities, Expectations, Interviewer Observations und Drop-off Questionnaire (ein selbst auszufüllender Fragebogen zu sehr persönlichen Themen am Ende des Interviews). Die Befragungen finden in den jeweiligen Haushalten statt und werden computergestützt dokumentiert.

Für meine Arbeit konzentriere ich mich auf die Module Employment and Pensions und Physical Health, Grip Streng und Demographics.

### 4.3 Sample

#### Pensionswunsch

Der Datensatz der ersten Befragungswelle umfasst 31.115 Personen aus 12 Ländern (Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, Italien, Israel, Niederlande, Norwegen, Österreich, Schweden, Schweiz und Spanien). Für die vorliegende Arbeit werden die Daten der 11 europäischen Länder herangezogen. Von diesen 28.517 Personen fallen 14.671 in die interessierende Altersgruppe der 50 bis 64-Jährigen.

50,7 % dieser Altersgruppe (7.380 Personen) beschrieben ihre derzeitige Erwerbssituation als „angestellt oder selbständig“. Von jenen, die einen anderen Status<sup>21</sup> angaben, erklären 448 Personen, in den letzten vier Wochen bezahlte Arbeit verrichtet zu haben. Diese werden von mir zu den Erwerbstätigen gezählt und erweitern das Ausgangssample auf 7.828 Personen. Bedingt durch *missing values* in den erklärenden Variablen reduziert sich das für die Schätzungen herangezogene Sample – je nach Modell – auf bis zu 6.590 Beobachtungen. Jenes Modell, welches das kleinste Sample generiert, ist das „gepoolte“ Modell 5, welches sämtliche Maße für Arbeitsqualität einbezieht. Um über die verschiedenen Modelle vergleichbare Ergebnisse zu erzielen, wird dieses Sample auf alle Spezifikationen sowie auf die deskriptive Analyse angewendet.

---

<sup>21</sup> „In Pension“, „Hausfrau/Hausmann“, „Dauerhaft krank oder arbeitsunfähig“ oder „Arbeitslos“

## Pensionswahrscheinlichkeit

Von jenen 6.590 Personen, die für die Schätzung des Pensionswunsches herangezogen wurden, wurden 4.796 im Jahr 2006 nochmals befragt. Ausgehend von diesem Sample wurde das „gepoolte Modell“ geschätzt. Das dabei generierte Sample enthält 4.046 Beobachtungen und wird auf alle Spezifikationen angewendet.

## 4.4 Variablen

### Pensionswunsch

Die abhängige Dummy-Variable für die erste Fragestellung - *Pensionswunsch* - wird aus der Frage „Wenn Sie an Ihre derzeitige Beschäftigung denken, würden Sie dann gerne so früh wie möglich in Pension gehen?“ abgeleitet.

Das Modell enthält die soziodemographischen Variablen *Weiblich*, 5-Jahres-Dummies (*50 bis 54 Jahre*, *55 bis 59 Jahre* und *60 bis 64 Jahre*), die Ausbildungs-Dummies *Primär*, *Sekundär* und *Tertiär* sowie die Variablen zur Haushaltszusammensetzung - *Partnerschaft* und *Haushaltsgröße*.

Ausgehend von der ISCED-Klassifikation werden die Variablen *Primär*, *Sekundär* und *Tertiär* generiert. Für Personen, die höchstens eine Hauptschule abgeschlossen haben, nimmt der Dummy *Primär* den Wert „1“ an. In die Ausbildungsstufe *Sekundär* fallen Personen, die eine Lehre, eine berufsbildende Schule oder ein Gymnasium abgeschlossen haben. In *Tertiär* werden jene zusammengefasst, die eine Meisterprüfung, eine Fachakademie, eine Fachhochschule oder eine Universität absolviert haben<sup>22</sup>.

Die Dummy-Variable *Partnerschaft* gibt an, ob eine Person mit ihrem Partner/ihrer Partnerin in einem gemeinsamen Haushalt zusammenlebt. *Haushaltsgröße* gibt die Anzahl der im selben Haushalt lebenden Personen an.

In Anlehnung an die gesichtete Literatur (vgl. Kapitel 2.3) werden sowohl subjektive, objektive und quasi-objektive Maße für die Beschreibung des Gesundheitszustands herangezogen. Der subjektive Gesundheitszustand wird in den Dummies *Ausgezeichnet*, *Sehr gut*, *Gut*, *Mittelmäßig* und *Schlecht* abgebildet und wird von der Frage „Würden sie sagen, ihr Gesundheitszustand ist...“ abgeleitet.

Im Rahmen der SHARE-Befragung wurde mit Hilfe von Dynamometern die Griffstärke der Personen gemessen. Die Variable *Griffstärke* gibt den Maximalwert von vier Messungen (je zwei pro Hand) an<sup>23</sup>.

Die ursprüngliche Einheit – Kilogramm – wird durch 100 dividiert.

Kalwij und Vermeulen (2007) empfehlen als quasi-objektives Maß des Gesundheitszustands *Leichte Erkrankung* und *Schwere Erkrankung*. Die Befragten geben an, welche Krankheiten ihnen schon einmal

---

<sup>22</sup> Beschrieben sind die Zuordnungen der ISCED-Klassen für das österreichische Bildungssystem. Meijer et al. (2008) weisen darauf hin, dass die resultierenden Variablen nur bedingt über die Länder vergleichbar sind, da sich die nationalen Ausbildungssysteme teilweise stark unterscheiden.

<sup>23</sup> Nach einer Untersuchung von Mathiowetz (1985) weisen Individuen im Alter von 20 bis 39 Jahren mit durchschnittlich 55 (Männer) bzw. 34 kg (Frauen) die höchste Griffstärke auf. Personen in der Altersgruppe 50 bis 64 erzielen durchschnittlich 38 kg (Männer 48 kg, Frauen 27 kg).



von einem Arzt/einer Ärztin diagnostiziert wurden. Die Dummy-Variable *Leichte Erkrankung* nimmt den Wert 1 an, wenn mindestens eine der folgenden Erkrankungen ausgewählt wurde: Bluthochdruck, Diabetes oder hoher Blutzuckerspiegel, hoher Cholesterinspiegel, Asthma, Arthritis oder Rheuma, Osteoporose, Magen- oder Zwölffingerdarmgeschwür, sonstige gutartige Geschwüre des Verdauungstraktes oder Grauer Star.

*Schwere Erkrankung* umfasst Herzanfall, Herzinfarkt, Schlaganfall oder Gehirngefäßerkrankung, Chronische Lungenkrankheit, Krebs, Parkinsonsche Krankheit und Oberschenkelhalsbruch.

Ein weiteres quasi-objektives Gesundheitsmaß ist die Variable *Adipositas*. Diese nimmt den Wert „1“ an, wenn eine Person einen Body-Mass-Index über 30 hat. Die zugrundeliegenden Größen (Körpergröße und Gewicht) wurden nicht gemessen sondern abgefragt.

*Depression* misst das Vorliegen von ebendieser nach der EURO-D Skala. Ausgehend von 18 Fragen zur mentalen Gesundheit wird bestimmt, wie viele der 10 Depressionssymptome nach der EURO-D Skala vorliegen. Sind es mehr als drei, so nimmt der Dummy den Wert 1 an.

Die Variable *Selbstständig* gibt an, ob eine Person in ihrem aktuellen Hauptberuf selbständig tätig ist. Weiters beinhaltet das Grundmodell 11 Länder-Dummies – Belgien bildet die Basis.

Die oben beschriebenen Variablen bilden das Grundmodell G. In den Modellen 1 bis 5 wird zusätzlich für die Arbeitsqualität kontrolliert. Das erste und unmittelbarste Maß hierfür ist die allgemeine Arbeitszufriedenheit. Die Antwort auf die Frage „Alles in allem bin ich zufrieden mit meiner Arbeit“ wird in den Dummies *Stimme voll zu*, *Stimme zu*, *Stimme nicht zu* und *Stimme überhaupt nicht zu* eingefangen.

Neben der allgemeinen Arbeitszufriedenheit gibt es im Datensatz folgende neun spezifischere Fragen zu diesem Komplex:

- Meine Arbeit ist körperlich anstrengend.
- Wegen des hohen Arbeitsaufkommens stehe ich ständig unter Zeitdruck.
- Ich habe kaum die Möglichkeit, selbst zu bestimmen, wie ich meine Arbeit gestalte.
- Ich habe die Möglichkeit, mir neue Fertigkeiten anzueignen.
- Die Aufstiegschancen/Chancen für ein berufliches Weiterkommen in meinem Bereich sind schlecht.
- Ich erhalte in schwierigen Situationen angemessene Unterstützung.
- Für meine Arbeit erhalte ich die Anerkennung, die ich verdiene.
- Wenn ich an all die erbrachten Leistungen denke, halte ich mein Gehalt/Einkommen für angemessen.
- Mein Arbeitsplatz ist gefährdet.

In Anlehnung an Siegrist et al. (2007) und Siegrist et al. (2004) werden diese Variablen zur Arbeitszufriedenheit in die beiden Indizes *Work Control* und *Effort-Reward Imbalance* eingebettet.

*Work Control* setzt sich aus den Antworten auf die Fragen „Ich habe kaum die Möglichkeit, selbst zu bestimmen, wie ich meine Arbeit gestalte“ und „Ich habe die Möglichkeit, mir neue Fertigkeiten anzueignen“ zusammen. Die Antwortskala geht von 1 bis 4. Der Index ist die Summe aus den beiden Antworten<sup>24</sup> und geht somit von 2 bis 8. Für den Index gilt, dass ein hoher Wert einem niedrigen Maß an Kontrolle entspricht.<sup>25</sup>

Die zwei Komponenten von Effort-Reward Imbalance sind folgendermaßen gestaltet: Effort ist die Summe der Antworten auf die Fragen „Meine Arbeit ist körperlich anstrengend“ und „Wegen des hohen Arbeitsaufkommens stehe ich ständig unter Zeitdruck“. Für Reward werden die Fragen „Für meine Arbeit erhalte ich die Anerkennung, die ich verdiene“, „Wenn ich an all die erbrachten Leistungen denke, halte ich mein Gehalt/Einkommen für angemessen“, „Die Aufstiegschancen/Chancen für ein berufliches Weiterkommen in meinem Bereich sind schlecht“, „Ich erhalte in schwierigen Situationen angemessene Unterstützung“ und „Mein Arbeitsplatz ist gefährdet“ herangezogen.<sup>26</sup>

Die Variable *Effort-Reward Imbalance* ist dann der Quotient von Effort über Reward (derart gewichtet, dass beiden Komponenten das gleiche Gewicht zukommt). Der Index geht von 0,25 (niedrige Belastungen bei gleichzeitiger großer Anerkennung) bis 4 (hohe Belastungen für wenig Anerkennung). Beim Vergleich der Effektstärken von *Work Control* und *Effort-Reward Imbalance* ist zu beachten, dass die Skala von *Effort-Reward Imbalance* von 0,25 bis 4 geht und somit 3,75 Einheiten beinhaltet, *Work Control* hingegen von 2 bis 8 geht und somit 7 Einheiten (also etwa das 1,9-Fache) einschließt. Um den Einfluss der beiden Phänomene auf den Pensionswunsch zu vergleichen, sollten deshalb die Koeffizienten von *Effort-Reward Imbalance* mit 1,9 multipliziert werden.

Die Variablen *Überqualifikation* und *Unterqualifikation* basieren auf Schnalzenberger et al. (2008). Diese werden am durchschnittlichen Ausbildungsniveau (in Ausbildungsjahren<sup>27</sup>) der jeweiligen ISCO-Berufsgruppe gemessen. Eine Person gilt als überqualifiziert (unterqualifiziert), wenn ihre Ausbildungsjahre mehr als eine Standardabweichung über (unter) dem landesweiten Durchschnitt der jeweiligen Berufsgruppe liegen.

---

<sup>24</sup> Die Variablen werden so kodiert, dass für beide ein hoher Wert, ein niedriges Maß an Kontrolle bedeutet.

<sup>25</sup> Es ist der Unterschied zwischen dem theoretischen Konzept Control nach Karasek und der Variable *Work Control* zu beachten. In der Theorie von Karasek entspricht ein hohes Maß an Control großem Handlungs- und Entscheidungsspielraum, die Variable *Work Control* hingegen ist so kodiert, dass das Gegenteil der Fall ist. Dieser Zugang wurde von Siegrist et al. (2007) vermutlich gewählt, um die Vergleichbarkeit der Indizes zu erleichtern.

<sup>26</sup> Die Skalen werden gegebenenfalls so umkodiert, dass kleine Werte niedrige Belastungen bzw. wenig Anerkennung repräsentieren.

<sup>27</sup> Es werden nicht die in Ausbildung verbrachten Jahre gezählt, vielmehr werden dem angegebenen höchsten Schulabschluss nach der ISCED-Klassifikation Ausbildungsjahre zugeordnet.

## Pensionswahrscheinlichkeit

Für die zweite Fragestellung werden die Variablen und Daten zu Alter, Geschlecht, Ausbildung und Land aus der 1. Welle übernommen. Ebenso die verschiedenen Variablen zur Arbeitszufriedenheit<sup>28</sup> sowie *Selbstständig* und *Haushaltsgröße*.

Der Familienstand und die Variablen zum Gesundheitszustand sind auf dieselbe Art generiert wie für die erste Fragestellung, die Daten stammen aber aus der 2. Welle von SHARE. Das Variablenset der ersten Fragestellung wird um die Variable *Veränderung Gesundheit* erweitert. Diese ist die Differenz aus aktuellem subjektiven Gesundheitszustand und jenem der bei der ersten Befragung angegeben wurde.<sup>29</sup> Weiters wird die abhängige Variable der ersten Fragestellung – *Pensionswunsch* – als erklärende Variable hinzugefügt.

Die abhängige Variable *In Pension* nimmt den Wert „1“ an, wenn die Person ihre derzeitige Situation mit „arbeite nicht mehr (Pension)“ beschrieben hat und auch nicht angegeben hat, „in den letzten vier Wochen bezahlte Arbeit verrichtet zu haben“. *In Pension* nimmt den Wert „0“ an, wenn die Person erklärte, „angestellt oder selbständig zu sein“ oder wenn sie einen anderen Status<sup>30</sup> nannte, aber trotzdem angab, „in den letzten vier Wochen bezahlte Arbeit verrichtet zu haben“.

## 4.5 Summary Statistics und Deskriptive Analyse

In Tabelle 7 sind die Summary Statistics (Mittelwert, Standardabweichung, Minimalwert, Maximalwert) der für die Schätzung des Pensionswunsches herangezogenen Variablen zu sehen. Fast die Hälfte (45%) der Erwerbstätigen zwischen 50 und 64-Jahren gaben 2004 an, gerne möglichst bald in Pension gehen zu wollen. Obwohl in den meisten untersuchten Ländern die Beschäftigungsquoten der Frauen deutlich unter jenen der Männer liegen (vergleiche Kapitel 2.1), machen Frauen 46% des Samples aus. Im gesamten Sample der SHARE-Befragung sind die drei Altersgruppen annähernd gleich stark besetzt (vgl. Kalwij und Vermeulen, 2007), bedingt durch die Einschränkung auf Erwerbstätige, liegt im Sample für meine Schätzungen der Anteil der 60 bis 64-Jährigen mit 15 Prozent deutlich unter einem Drittel. Die Beobachtungen verteilen sich gleichmäßig über die Ausbildungsgruppen *Primär*, *Sekundär* und *Tertiär*. Die durchschnittliche Haushaltsgröße liegt bei 2,5 Personen. Mit 18% selbstständig Beschäftigten sind diese im Sample im Vergleich zur Gesamtbevölkerung überrepräsentiert (vgl. Kapitel 2.1).

Fast die Hälfte der Befragten beschreibt ihren Gesundheitszustand als *Ausgezeichnet* oder *Sehr gut*, weitere 40% als *Gut*. Von den verbleibenden 11% am unteren Ende der Skala, findet nur 1% den eignen Gesundheitszustand *Schlecht*. 45% wurden schon einmal *leichte Erkrankungen*, wie zum Beispiel Rheuma oder Bluthochdruck diagnostiziert. 11% litten an *schweren Erkrankungen* wie Parkinson oder Krebs. Die *Griffstärke* liegt mit durchschnittlich 0,41 (entspricht 41kg) etwas über dem von Mathiowetz

---

<sup>28</sup> Die Informationen zur Arbeitszufriedenheit stehen nur für die erwerbstätigen Personen zur Verfügung. Deswegen wurde der Schritt gewählt, die Pensionswahrscheinlichkeit von 2006 auf die Arbeitsqualität von 2004 (als noch das gesamte Sample erwerbstätig war) zu regressieren.

<sup>29</sup> Nachdem im Originaldatensatz „ausgezeichnete Gesundheit“ mit 1 und „schlechte Gesundheit“ mit 5 kodiert ist, wird die Differenz der beiden Gesundheitszustände mit (-1) multipliziert. Ein negativer Wert von *Veränderung Gesundheit* steht somit für eine Verschlechterung des Gesundheitszustandes.

<sup>30</sup> „Arbeitslos“, „Dauerhaft krank oder arbeitsunfähig“, „Hausfrau/Hausmann“ oder „Sonstiges (bitte angeben)“.

(1985) angegebenen Normalwert der Altersgruppe (38kg), was nicht verwundert, nachdem die Griffstärke mit zunehmenden Alter sinkt und die älteste Gruppe im Sample unterrepräsentiert ist. An *Adipositas* leiden 15%, an *Depression* nach EURO-D 17%.

Die Verteilung der Beobachtungen über die Länder ist nicht gleichmäßig, auch entspricht sie nicht der Bevölkerungsgröße der Länder. Österreich, Spanien, Italien und die Schweiz sind mit 5% bis 6% des Samples relativ schwach repräsentiert. Schweden mit 16% und Deutschland, die Niederlande und Belgien mit 12% sind hingegen relativ stark vertreten.

Variable	Mittelwert	Standardabw.	Minimalwert	Maximalwert
Pensionswunsch	0,45	0,50	0	1
Weiblich	0,46	0,50	0	1
50 bis 54 Jahre	0,46	0,50	0	1
55 bis 59 Jahre	0,38	0,49	0	1
60 bis 64 Jahre	0,15	0,36	0	1
Primär	0,32	0,47	0	1
Sekundär	0,36	0,48	0	1
Tertiär	0,32	0,47	0	1
Partnerschaft	0,83	0,38	0	1
Haushaltsgröße	2,50	1,07	1	9
Selbständig	0,18	0,38	0	1
Ausgezeichnet	0,19	0,39	0	1
Sehr gut	0,30	0,46	0	1
Gut	0,40	0,49	0	1
Mittelmäßig	0,10	0,30	0	1
Schlecht	0,01	0,12	0	1
Leichte Erkrankung	0,45	0,50	0	1
Schwere Erkrankung	0,11	0,31	0	1
Griffstärke	0,41	0,12	0,04	0,92
Adipositas	0,15	0,35	0	1
Depression	0,17	0,37	0	1
Österreich	0,05	0,21	0	1
Deutschland	0,12	0,32	0	1
Schweden	0,16	0,37	0	1
Niederlande	0,12	0,32	0	1
Spanien	0,06	0,24	0	1
Italien	0,06	0,24	0	1
Frankreich	0,10	0,30	0	1
Dänemark	0,08	0,27	0	1
Griechenland	0,08	0,27	0	1
Schweiz	0,05	0,22	0	1
Belgien	0,12	0,32	0	1
Stimme voll zu	0,46	0,50	0	1
Stimme zu	0,47	0,50	0	1
Stimme nicht zu	0,06	0,24	0	1
Stimme überhaupt nicht zu	0,01	0,12	0	1
Work Control	4,12	1,42	2	8
Effort-Reward Imbalance	1,00	0,43	0,25	4
Überqualifiziert	0,14	0,34	0	1
Unterqualifiziert	0,15	0,36	0	1

Sample: Erwerbstätige Personen zwischen 50 und 64 Jahren, Befragung 2004. (6590 Personen)

Tabelle 7: Summary Statistics der Variablen zur Schätzung des Pensionswunsches

Es herrscht eine relativ hohe allgemeine Arbeitszufriedenheit vor – 93% stimmen der Aussage „Alles in allem bin ich zufrieden mit meiner Arbeit“ „voll zu“ oder „zu“. Dementsprechend sind auch die Maße für

*Work Control* und *Effort-Reward Imbalance* mit 4,12 bzw. 1 eher am positiven<sup>31</sup> (unteren) Ende der Skala angesiedelt. Für 14% des Samples liegt die Anzahl der Ausbildungsjahre um mehr als eine Standardabweichung über dem Durchschnitt der jeweiligen Berufsgruppe im selben Land, für 15% liegen diese mehr als eine Standardabweichung darunter.

Variable	Mittelwert	Standardabw.	Minimalwert	Maximalwert
In Pension	0,05	0,22	0	1
Weiblich	0,44	0,50	0	1
50 bis 54 Jahre	0,47	0,50	0	1
55 bis 59 Jahre	0,37	0,48	0	1
60 bis 64 Jahre	0,16	0,37	0	1
Primär	0,31	0,46	0	1
Sekundär	0,36	0,48	0	1
Tertiär	0,34	0,47	0	1
Partnerschaft	0,82	0,39	0	1
Haushaltsgröße	2,53	1,11	1	9
Selbständig	0,17	0,38	0	1
Ausgezeichnet	0,15	0,36	0	1
Sehr gut	0,28	0,45	0	1
Gut	0,41	0,49	0	1
Mittelmäßig	0,13	0,34	0	1
Schlecht	0,02	0,13	0	1
Veränderung Gesundheit	-0,17	0,94	-4	4
Leichte Erkrankung	0,48	0,50	0	1
Schwere Erkrankung	0,09	0,28	0	1
Griffstärke	0,41	0,12	0,05	0,8
Adipositas	0,16	0,37	0	1
Depression	0,14	0,35	0	1
Österreich	0,04	0,21	0	1
Deutschland	0,09	0,28	0	1
Schweden	0,17	0,38	0	1
Niederlande	0,11	0,31	0	1
Spanien	0,05	0,21	0	1
Italien	0,06	0,24	0	1
Frankreich	0,09	0,29	0	1
Dänemark	0,09	0,29	0	1
Griechenland	0,10	0,30	0	1
Schweiz	0,05	0,23	0	1
Belgien	0,13	0,34	0	1
Pensionswunsch	0,45	0,50	0	1
Stimme voll zu	0,47	0,50	0	1
Stimme zu	0,46	0,50	0	1
Stimme nicht zu	0,06	0,24	0	1
Stimme überhaupt nicht zu	0,01	0,12	0	1
Work Control	4,07	1,41	2	8
Effort-Reward Imbalance	1,00	0,42	0,25	4
Überqualifiziert	0,13	0,34	0	1
Unterqualifiziert	0,15	0,36	0	1

Sample: Personen, die bei Befragung 2004 erwerbstätig und zwischen 50 und 64 Jahre alt waren und 2006 erneut befragt werden konnten. (4046 Personen)

Tabelle 8: Summary Statistics der Variablen zur Schätzung des Pensionswunsches

Die Summary Statistics der für die zweite Fragestellung herangezogenen Variablen sind in Tabelle 8 dargestellt. Von jenen Personen, die 2004 erwerbstätig und zwischen 50 und 64 Jahren alt waren und 2006 wieder befragt werden konnten, waren 2006 nur 5% in Pension. Das Variablenset der ersten

<sup>31</sup> Im Sinne einer hohen Arbeitsqualität.

Fragestellung wurde um *Veränderung Gesundheit* und *Pensionswunsch* erweitert. Der subjektive Gesundheitszustand verschlechterte sich in der Regel – allerdings nur geringfügig um 0,17 Einheiten (wobei die Verschlechterung um eine ganze Einheit, die Veränderung von *Sehr gut* auf *Gut* oder von *Mittelmäßig* auf *Schlecht* bedeuten würde). Abgesehen davon wurden die gleichen erklärenden Variablen wie für die Schätzung des Pensionswunsches herangezogen. Für die Variablen zum Gesundheitszustand und zum Familienstand wurden die Daten der zweiten Befragungswelle herangezogen, die verbleibenden Variablen enthalten die Daten der 1.Welle.

	AT	DE	SE	NL	ES	IT	FR	DK	GR	CH	BE	Total
Stimme voll zu	43,7	46,0	54,4	41,5	32,2	41,2	43,7	63,9	26,2	60,1	45,9	45,9
Stimme zu	49,5	47,2	40,6	53,0	60,6	47,9	46,7	31,8	57,4	37,1	46,6	46,7
Stimme nicht zu	6,2	5,8	4,3	4,7	6,2	8,4	7,0	3,9	12,5	2,5	6,1	6,0
Stimme überhaupt nicht zu	0,7	1,0	0,7	0,9	1,0	2,5	2,6	0,4	4,0	0,3	1,4	1,4

Tabelle 9: Allgemeine Arbeitszufriedenheit nach Ländern, in %

Eine hohe allgemeine Zufriedenheit mit der aktuellen Arbeitssituation ist sehr verbreitet. Die meisten „Sehr Zufriedenen“ (sie stimmen der Aussage „Alles in allem bin ich zufrieden mit meiner Arbeit“ *voll zu* oder *zu*.) finden sich in Dänemark, der Schweiz und Schweden. Die meisten besonders Unzufriedenen gibt es in Italien, Frankreich und Griechenland, aber auch in diesen Ländern machen diejenigen die *voll zustimmen* oder *zustimmen* über 80% aus.

	Stimme...	voll zu	zu	nicht zu	überhpt. n. zu
Meine Arbeit ist körperlich anstrengend.		20,9	25,8	34,3	19,1
Wegen des hohen Arbeitsaufkommens stehe ich ständig unter Zeitdruck.		21,4	33,7	35,8	9,1
Ich habe kaum die Möglichkeit, selbst zu bestimmen, wie ich meine Arbeit gestalte.		8,4	16,9	43,3	31,4
Ich habe die Möglichkeit, mir neue Fertigkeiten anzueignen.		25,6	46,5	20,3	7,7
Ich erhalte in schwierigen Situationen angemessene Unterstützung.		21,8	51,5	19,7	7,1
Für meine Arbeit erhalte ich die Anerkennung, die ich verdiene.		21,4	52,1	20,0	6,5
Wenn ich an die erbrachten Leistungen denke, halte ich mein Einkommen f. angemessen.		11,7	47,3	28,9	12,0
Die Aufstiegschancen in meinem Bereich sind schlecht.		24,5	40,8	26,1	8,6
Mein Arbeitsplatz ist gefährdet.		7,1	15,5	41,8	35,7

Tabelle 10: Spezifische Fragen zur Arbeitsqualität

Die Angaben zu den spezifischen Fragen zur Arbeitsqualität vermitteln ein weniger positives Bild (Tabelle 10) Gründe hierfür könnten sein, dass die Personen ihre eigene Situation kritischer betrachten, wenn konkreter nachgefragt wird. Eine andere Möglichkeit wäre aber auch, dass die Fragen nicht alle Aspekte einfangen, die für die Arbeitszufriedenheit der Personen von Bedeutung sind. 47% der Befragten empfinden ihre Arbeit als körperlich anstrengend. 55% stehen ständig unter Zeitdruck. Immerhin 25% *stimmen voll zu* oder *stimmen zu*, dass sie kaum die Möglichkeit haben, selbst zu bestimmen, wie sie ihre Arbeit gestalten. Fast 30% haben nicht die Möglichkeit, sich neue Fähigkeiten anzueignen, erhalten nicht die Anerkennung, die sie ihrer Meinung nach verdienen würden oder finden

ihr Einkommen nicht ihren Leistungen angemessen. 65% halten die Aufstiegschancen in ihrem Bereich für schlecht und immerhin 23% glauben, dass ihr Arbeitsplatz gefährdet ist.

	Work Control		Effort-Reward Imbalance	
	Mittelwert	Standardabw.	Mittelwert	Standardabw.
Österreich	4,45	1,49	1,05	0,47
Deutschland	4,15	1,41	1,05	0,43
Schweden	3,73	1,32	0,97	0,40
Niederlande	3,90	1,19	0,89	0,34
Spanien	4,69	1,31	0,96	0,34
Italien	4,48	1,56	1,18	0,50
Frankreich	4,27	1,52	1,00	0,49
Dänemark	3,77	1,48	1,01	0,44
Griechenland	4,73	1,44	1,11	0,46
Schweiz	3,95	1,29	0,90	0,32
Belgien	4,23	1,42	0,99	0,43
Total	4,17	1,44	1,00	0,43

Tabelle 11: Verteilung der Variablen Work Control und Effort-Demand Imbalance

In Bezug auf *Work Control* haben die Beschäftigten in Schweden und Dänemark die höchste Arbeitsqualität, in Italien und Frankreich die niedrigste. Nach dem *Effort-Reward Imbalance* Index nach Siegrist sind die Bedingungen (bzw. wie diese wahrgenommen werden) in den Niederlanden und in der Schweiz am günstigsten, in Griechenland und Italien am schlechtesten.

	Überqualifiziert	Unterqualifiziert
Österreich	16,9	12,7
Deutschland	15,0	11,6
Schweden	9,5	18,9
Niederlande	12,7	12,8
Spanien	14,6	13,4
Italien	11,6	12,8
Frankreich	14,8	15,5
Dänemark	13,4	16,9
Griechenland	17,7	10,2
Schweiz	4,7	16,2
Belgien	17,3	20,6
Total	13,5	15,2

Tabelle 12: Anteil der Über- und Unterqualifizierten nach Land

Durchschnittlich sind 13,5% über- und 15,2% unterqualifiziert. Besonders viele Überqualifizierte gibt es in Belgien und Österreich, besonders viele Unterqualifizierte in Belgien und Schweden.

AT	DE	SE	NL	ES	IT	FR	DK	GR	CH	BE	Total
56,9	60,6	61,7	61,8	61,3	56,7	58,8	63,1	58,5	62,5	59,2	59,7

Grundgesamtheit: Jene, die in der 2.Welle zu dieser Frage befragt wurden - unabhängig von Alter und Erwerbsstatus in der 1.Welle.

Tabelle 13: Durchschnittliches Pensionsantrittsalter

Das Durchschnittliche Pensionsantrittsalter ist in Italien (56,7 Jahre) und Österreich (56,9 Jahre) mit Abstand am niedrigsten. Am spätesten treten die DänInnen (63,1 Jahre) und die SchweizerInnen (62,5

Jahre) ihren Ruhestand an. Diese Ergebnisse decken sich nur bedingt mit jenen von Eurostat (vgl. Kapitel 2.1). Insbesondere liegen die von Eurostat ausgewiesenen durchschnittlichen Pensionsantrittsalter in den meisten Fällen unter jenen in Tabelle 13.



## 5 Schätzergebnisse

### 5.1 Der Pensionswunsch als abhängige Variable

Im Rahmen von SHARE wurde folgende Frage gestellt: „Wenn Sie an Ihre derzeitige Beschäftigung denken, würden Sie dann gerne so früh wie möglich in Pension gehen?“. In einem Probit-Modell wird nun untersucht, welche Faktoren den daraus abgeleiteten *Pensionswunsch* determinieren.

Das Grundmodell G enthält eine Reihe von grundlegenden soziodemographischen Variablen, Variablen zur Erwerbssituation sowie objektive und subjektive Gesundheitsmaße.

In den Modellen 1 bis 5 wird das Grundmodell um je eines der Qualitätsmaße - *Allgemeine Arbeitszufriedenheit*, *Effort-Reward Imbalance*, *Work Control* und Über-/Unterqualifikation - erweitert, das gepoolte Modell 5 schließt sämtliche Maße ein.

#### Ergebnisse für das gesamte Sample – Pensionswunsch

Tabelle 14 zeigt die marginalen Effekte der Probit-Schätzungen für das gesamte Sample. Im Grundmodell haben Frauen – *ceteris paribus* - eine um 7% niedrigere Wahrscheinlichkeit den Wunsch zu äußern möglichst bald in Pension zu gehen<sup>32</sup>. Frauen, die erwerbstätig sind, wollen dies also tendenziell bleiben.

Während der Dummy *55 bis 59 Jahre* keinen signifikanten Effekt hat, haben die 60 bis 64-Jährigen bemerkenswerterweise eine um 7,8% geringere Wahrscheinlichkeit, den Pensionswunsch auszudrücken, als die Referenzgruppe der 50 bis 54-Jährigen.

Höherer Ausbildungsgrad kann mit einer niedrigeren Wahrscheinlichkeit, den Pensionswunsch zu äußern, assoziiert werden. Personen mit sekundärem Ausbildungsniveau haben einen um 3,4%, Personen mit tertiärer Ausbildung einen um 11,4% geringeren Pensionswunsch als Angehörige der niedrigsten Ausbildungsstufe.

Menschen, die in einer Partnerschaft leben, haben eine stärkere Tendenz in Richtung Pension (Koeffizient ist gleich 10%). Mit der Anzahl der Haushaltsmitglieder sinkt die Wahrscheinlichkeit - um 1,7% pro Person.

Personen, die einer selbstständigen Tätigkeit nachgehen, haben eine um 11,1% niedrigere Pensionswunschwahrscheinlichkeit.

---

<sup>32</sup> Sämtliche im Text beschriebenen Effekte sind mindestens auf einem 5%-Level signifikant - sofern nicht explizit anders angegeben. Sind sie nur auf 10%-Level signifikant, werden sie als „schwach signifikant“ ausgewiesen.

	(G)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Weiblich	-0,069***	-0,063***	-0,062***	-0,057***	-0,070***	-0,054***
55 bis 59 Jahre	0,005	0,006	0,004	0,008	0,004	0,007
60 bis 64 Jahre	-0,079***	-0,063***	-0,075***	-0,072***	-0,079***	-0,060***
Sekundär	-0,034**	-0,023	-0,013	-0,017	-0,031*	0,006
Tertiär	-0,114***	-0,097***	-0,074***	-0,083***	-0,107***	-0,039*
Partnerschaft	0,098***	0,104***	0,104***	0,099***	0,098***	0,106***
Selbständig	-0,111***	-0,100***	-0,086***	-0,127***	-0,110***	-0,101***
Haushaltsgröße	-0,017**	-0,020***	-0,017**	-0,018**	-0,017**	-0,020***
Sehr gut	0,042**	0,024	0,034*	0,039**	0,043**	0,022
Gut	0,120***	0,089***	0,105***	0,105***	0,121***	0,079***
Mittelmäßig	0,182***	0,141***	0,162***	0,156***	0,183***	0,124***
Schlecht	0,216***	0,178***	0,198***	0,177***	0,216***	0,149**
Leichte Erkrankung	0,038***	0,043***	0,043***	0,042***	0,038***	0,045***
Schwere Erkrankung	-0,040*	-0,039*	-0,036*	-0,040*	-0,040*	-0,037*
Griffstärke	-0,014	-0,004	0,046	-0,012	-0,013	0,024
Adipositas	0,038**	0,049***	0,041**	0,039**	0,038**	0,050***
Depression	0,059***	0,035*	0,052***	0,032*	0,059***	0,020
Österreich	0,200***	0,201***	0,195***	0,191***	0,199***	0,191***
Deutschland	0,106***	0,110***	0,110***	0,091***	0,106***	0,098***
Schweden	0,128***	0,142***	0,157***	0,130***	0,127***	0,153***
Niederlande	-0,056**	-0,063**	-0,035	-0,033	-0,056**	-0,036
Spanien	0,318***	0,315***	0,317***	0,341***	0,319***	0,336***
Italien	0,240***	0,243***	0,239***	0,219***	0,241***	0,231***
Frankreich	0,245***	0,252***	0,255***	0,256***	0,245***	0,264***
Dänemark	0,120***	0,152***	0,141***	0,108***	0,119***	0,143***
Griechenland	0,247***	0,203***	0,227***	0,230***	0,247***	0,195***
Schweiz	0,02	0,049	0,045	0,045	0,019	0,069*
Stimme zu		0,178***				0,147***
Stimme nicht zu		0,333***				0,258***
Stimme überhaupt nicht zu		0,326***				0,190***
Work Control			0,053***			0,024***
Effort-Reward Imbalance				0,238***		0,174***
Überqualifikation					-0,014	-0,036*
Unterqualifikation					0,006	0,023
Pseudo-R2	0,071	0,101	0,085	0,096	0,071	0,118
AIC	8483,517	8217,366	8362,409	8260,924	8486,908	8071,889
BIC	8673,729	8427,959	8559,415	8457,93	8690,707	8309,654
P-obs.	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5
LL	-4213,758	-4077,683	-4152,205	-4101,462	-4213,454	-4000,944
N	6590	6590	6590	6590	6590	6590

Tabelle 14: Determinanten des Pensionswunsches für das gesamte Sample - marginale Effekte.

Je schlechter der eigene Gesundheitszustand empfunden wird, desto größer die Tendenz, in Pension gehen zu wollen. Personen, die ihre Gesundheit mit *Sehr gut* beschreiben, haben bereits eine um 4,2% höhere Wahrscheinlichkeit – relativ zu jenen mit *Ausgezeichneter* Gesundheit. Bei *Schlechter Gesundheit* steigt die Wahrscheinlichkeit um 21,6 %.

Personen, die unter *leichten Erkrankungen* – beispielsweise Asthma oder Bluthochdruck – leiden (oder schon einmal gelitten haben) haben eine um 3,8% höhere Wahrscheinlichkeit, den Wunsch nach Pensionierung zu äußern, Personen die schon einmal *schwere Erkrankungen* hatten hingegen eine um 4% niedrigere. Der Effekt von *Schwere Erkrankung* ist allerdings nur schwach signifikant.

*Adipositas* und *Depression* haben einen positiven Effekt (3,8% bzw. 6%), der Effekt der Griffstärke ist nicht signifikant.

Menschen aus *Österreich*, *Spanien*, *Frankreich* und *Griechenland* haben eine um 20 bis 30% höhere Wahrscheinlichkeit in Pension gehen zu wollen als jene aus dem Basisland *Belgien*, Menschen aus den *Niederlanden* haben eine um 6% niedrigere Wahrscheinlichkeit.

In Modell 1 wird die *Allgemeine Arbeitszufriedenheit* als erklärende Variable zum Grundmodell hinzugefügt. Die Personen wurden gefragt, ob sie der Aussage „Alles in allem bin ich zufrieden mit meiner Arbeit“ zustimmen würden. Die Dummies *Stimme voll zu*, *Stimme zu*, *Stimme nicht zu* und *Stimme überhaupt nicht zu* sind von dieser Frage abgeleitet. Wenig überraschend wollen Menschen, die mit ihrer Arbeitssituation generell unzufrieden sind, gerne früher aus dem Erwerbsleben ausscheiden. Personen, welche der Aussage nur *zustimmen* haben bereits eine um 18% höhere Wahrscheinlichkeit den Pensionswunsch zu äußern, als jene, die ihr *voll zustimmen*. Für diejenigen, die der Aussagen *nicht* oder *überhaupt nicht* zustimmen, steigt die Wahrscheinlichkeit um 33,3% bzw. 32,6%. Der negative Effekt der Variable *Sekundär* wird insignifikant, wenn für die *Allgemeine Arbeitszufriedenheit* kontrolliert wird. Auch der Effekt von *Tertiär* verringert sich. Dass Menschen mit niedrigem Ausbildungsniveau gerne früher in Pension gehen wollen, kann also teilweise mit der Unzufriedenheit über ihre Arbeitssituation erklärt werden. Der Model-Fit verbessert sich deutlich gegenüber dem Grundmodell (McFadden  $R^2$  steigt von 7% auf 10%, AIC und BIC sinken).

Wird für *Work Control* kontrolliert (Modell 2), wird wieder der Einfluss von *Sekundär* insignifikant und auch der Einfluss von *Tertiär* verringert sich weiter. Schlechter ausgebildete Menschen haben, so scheint es, weniger Einfluss auf ihre Arbeitsabläufe, wird nicht dafür kontrolliert, wird der Effekt vom Ausbildungsniveau aufgefangen. Weiters sinkt der Einfluss von *Selbstständig* auf 8,6% (der niedrigste Wert der Variable im Vergleich mit den anderen Modellen). Gründe dafür, dass Selbstständige nicht früh in Pension gehen wollen, dürften somit das höhere Maß an Eigenverantwortung und Möglichkeiten sich weiterzuentwickeln sein. Der Effekt von *Work Control* selbst beträgt 5,3%. Eine Person, die beispielsweise einen Wert von 3 auf der Skala aufweist, hat eine um 5% höhere Wahrscheinlichkeit, den Pensionswunsch zu artikulieren als eine Person, die einen Wert von 2 aufweist. Nachdem ein hoher Wert der Variable *Work Control* ein niedriges Maß an Gestaltungsmöglichkeiten repräsentiert, ist der positive Koeffizient so zu interpretieren, dass der Wunsch nach Pension *steigt*, wenn der Handlungsspielraum *sinkt*.

In Modell 3 wird die *Effort-Reward Imbalance* als Maß für Arbeitsqualität eingeführt. Je mehr die Anstrengungen die Belohnungen überwiegen (*Effort-Reward Imbalance* steigt), desto größer ist der Wunsch, möglichst bald in Pension zu gehen. Personen, welche ihre beruflichen Anstrengungen nicht ausreichend goutiert finden (in Form von Entlohnung, Wertschätzung und Aufstiegschancen), haben eine um 23,8% höhere Wahrscheinlichkeit, den Pensionswunsch zu äußern, als Menschen, bei denen

dies nicht der Fall ist. Der Koeffizient von *Effort-Reward Imbalance* ist rund viermal größer als jener von *Work Control*. Hierbei ist zu beachten, dass die Skala von *Effort-Reward Imbalance* nur von 0,25 bis 4 geht, jene von *Work Control* jedoch von 2 bis 8. Eine Veränderung um eine Einheit *Effort-Reward Imbalance* ist somit um den Faktor 1,9 kleiner als eine Einheit *Work Control*. Andererseits deckt letzteres Maß einen viel kleineren und spezifischeren Bereich ab, was die Bedeutung des Effekts von *Work Control* in gewisser Weise wieder aufwertet.

Im Vergleich mit dem Grundmodell ist zu bemerken, dass *Sekundär* wieder insignifikant wird, der Effekt von *Tertiär* sinkt.

In Modell 4 wird für die Variablen *Überqualifikation* und *Unterqualifikation* kontrolliert. Keine der beiden Variablen hat einen signifikanten Einfluss. Dies kann daher kommen, dass sich die Variablen über die Landesdurchschnitte definieren und im Endeffekt nichts substantiell anderes machen als die Länder Dummies.

Nachdem die Korrelationen der Qualitätsmaße sich in Grenzen halten<sup>33</sup>, können alle bedenkenlos in einem Modell gepoolt werden. In Modell 5 wird *Überqualifikation* schwach signifikant und wirkt sich negativ (mit 4%) auf den Pensionswunsch aus. *Unterqualifikation* hat weiterhin keinen Einfluss. Die verbleibenden Qualitätsmaße sind hochsignifikant. Die Koeffizienten der *Allgemeinen Arbeitszufriedenheit* sinken etwas - auf 15%, 26% und 19%. Der Einfluss von *Effort-Reward Imbalance* übersteigt mit 17% jenen von *Work Control* (2%) bei weitem. Der Einfluss des Ausbildungsniveaus verschwindet fast zur Gänze (nur *Tertiär* hat einen schwach signifikanten Effekt von 4%). Auch der Effekt des subjektiven Gesundheitszustandes reduziert sich um einige Prozentpunkte.

Das gepoolte Modell ist jenes mit dem besten Model-Fit (McFadden  $R^2$  von 11,8%, niedrigste Werte der Informationskriterien).

Trotzdem scheint der erzielte Model-Fit nicht überragend. Ein Grund hierfür könnte sein, dass in der vorliegenden Analyse Einkommens- und Vermögenssituation der Individuen nicht miteinbezogen werden konnten. Der Effekt der verschiedenen Pensionssysteme wird zwar teilweise von den Länder-Dummies eingefangen, der individuelle Versicherungsschutz kann aber nicht abgebildet werden.<sup>34</sup> Der große Erklärungsgehalt der Länder-Dummies deutet zudem darauf hin, dass separate Modelle für jedes Land Sinn machen könnten und wohl ein besseres Psoido- $R^2$  ermöglichen würden. Auf Grund der niedrigen Beobachtungszahlen in den einzelnen Ländern erscheinen separate Probit-Schätzungen allerdings nicht sinnvoll.

---

<sup>33</sup> Siehe Appendix.

<sup>34</sup> Siegrist et al. (2006), die den Pensionswunsch durch Arbeitsqualität mittels SHARE-Daten erklären, erzielen in den verschiedenen Spezifikationen ein McFaddens Adjusted  $R^2$  von höchstens 9%. In den beiden anderen vergleichbaren Studien (Blanchet und Debrand 2007a und 2007b) finden sich keine Angaben zum Model-Fit ihrer Modelle.

## Ergebnisse nach Geschlecht – Pensionswunsch

Mit einem Chow-Test wird die Nullhypothese, dass der Pensionswunsch von Frauen und Männern demselben Modell folgt, getestet. Nachdem der Test einen p-Wert von 0,0016 liefert, kann diese Hypothese verworfen werden. Es macht somit Sinn zwei getrennte Modelle zu schätzen.

In Tabelle 15 und Tabelle 16 sind die Ergebnisse der Probitschätzungen für Frauen und Männer dargestellt.

	(G)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
55 bis 59 Jahre	-0,007	-0,007	-0,013	-0,004	-0,007	-0,009
60 bis 64 Jahre	-0,065**	-0,048	-0,059**	-0,059**	-0,066**	-0,047
Sekundär	-0,015	-0,005	0,008	-0,003	-0,005	0,028
Tertiär	-0,029	-0,011	0,017	-0,013	-0,015	0,044
Partnerschaft	0,106***	0,117***	0,111***	0,106***	0,106***	0,118***
Selbständig	-0,086***	-0,070**	-0,059**	-0,093***	-0,085***	-0,062**
Haushaltsgröße	-0,031***	-0,035***	-0,032***	-0,032***	-0,032***	-0,035***
Sehr gut	0,04	0,024	0,034	0,032	0,04	0,019
Gut	0,142***	0,108***	0,125***	0,116***	0,143***	0,091***
Mittelmäßig	0,166***	0,111***	0,136***	0,134***	0,167***	0,090**
Schlecht	0,264***	0,245***	0,261***	0,231***	0,260***	0,222***
Leichte Erkrankung	0,028	0,033	0,033	0,028	0,028	0,034
Schwere Erkrankung	-0,042	-0,048	-0,036	-0,043	-0,041	-0,043
Griffstärke	-0,026	-0,031	0,039	0,01	-0,021	0,035
Adipositas	0,02	0,035	0,025	0,019	0,02	0,034
Depression	0,053**	0,033	0,047**	0,03	0,054**	0,02
Österreich	0,205***	0,207***	0,206***	0,213***	0,206***	0,214***
Deutschland	0,101**	0,106***	0,112***	0,095**	0,100**	0,106***
Schweden	0,155***	0,157***	0,188***	0,150***	0,156***	0,172***
Niederlande	-0,134***	-0,139***	-0,111***	-0,110***	-0,132***	-0,107***
Spanien	0,374***	0,370***	0,378***	0,394***	0,379***	0,393***
Italien	0,309***	0,311***	0,321***	0,286***	0,311***	0,306***
Frankreich	0,256***	0,255***	0,272***	0,266***	0,257***	0,273***
Dänemark	0,151***	0,171***	0,182***	0,130***	0,149***	0,163***
Griechenland	0,284***	0,222***	0,268***	0,264***	0,287***	0,222***
Schweiz	0,043	0,068	0,079	0,077	0,045	0,106*
Stimme zu		0,164***				0,127***
Stimme nicht zu		0,328***				0,248***
Stimme überhaupt nicht zu		0,378***				0,235***
Work Control			0,058***			0,030***
Effort-Reward Imbalance				0,239***		0,167***
Überqualifikation					-0,015	-0,029
Unterqualifikation					0,025	0,037
Pseudo-R2	0,077	0,106	0,094	0,103	0,077	0,125
AIC	3829,067	3718,609	3761,04	3726,193	3832,037	3648,096
BIC	3991,275	3898,84	3929,256	3894,408	4006,261	3852,358
P-obs.	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4
LL	-1887,533	-1829,305	-1852,52	-1835,096	-1887,019	-1790,048
N	3004	3004	3004	3004	3004	3004

Tabelle 15: Determinanten des Pensionswunsches der Frauen – marginale Effekte.

	(G)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
55 bis 59 Jahre	0,014	0,018	0,017	0,019	0,014	0,021
60 bis 64 Jahre	-0,089***	-0,072***	-0,084***	-0,080***	-0,088***	-0,068**
Sekundär	-0,058***	-0,046**	-0,038*	-0,038*	-0,061**	-0,019
Tertiär	-0,194***	-0,177***	-0,157***	-0,150***	-0,196***	-0,118***
Partnerschaft	0,107***	0,105***	0,114***	0,107***	0,106***	0,109***
Selbständig	-0,123***	-0,117***	-0,099***	-0,144***	-0,124***	-0,121***
Haushaltsgröße	-0,012	-0,013	-0,012	-0,013	-0,012	-0,014
Sehr gut	0,044*	0,024	0,034	0,043*	0,044*	0,023
Gut	0,103***	0,074***	0,088***	0,096***	0,103***	0,069***
Mittelmäßig	0,195***	0,164***	0,181***	0,173***	0,194***	0,149***
Schlecht	0,158*	0,09	0,124	0,109	0,158*	0,051
Leichte Erkrankung	0,048***	0,051***	0,052***	0,054***	0,048***	0,056***
Schwere Erkrankung	-0,04	-0,035	-0,038	-0,041	-0,04	-0,034
Griffstärke	-0,044	-0,026	0,012	-0,056	-0,044	-0,014
Adipositas	0,052**	0,062**	0,055**	0,054**	0,052**	0,063**
Depression	0,070**	0,038	0,060**	0,039	0,071**	0,022
Österreich	0,202***	0,202***	0,195***	0,182***	0,202***	0,183***
Deutschland	0,128***	0,128***	0,126***	0,104***	0,127***	0,108***
Schweden	0,099***	0,127***	0,128***	0,111***	0,098***	0,141***
Niederlande	0,006	-0,003	0,026	0,027	0,005	0,021
Spanien	0,277***	0,276***	0,274***	0,303***	0,276***	0,296***
Italien	0,189***	0,195***	0,181***	0,172***	0,188***	0,180***
Frankreich	0,246***	0,259***	0,253***	0,258***	0,246***	0,268***
Dänemark	0,092**	0,133***	0,107***	0,090**	0,092**	0,128***
Griechenland	0,232***	0,198***	0,210***	0,219***	0,231***	0,187***
Schweiz	0,016	0,048	0,034	0,032	0,015	0,056
Stimme zu		0,189***				0,164***
Stimme nicht zu		0,338***				0,269***
Stimme überhaupt nicht zu		0,285***				0,156*
Work Control			0,051***			0,020***
Effort-Reward Imbalance				0,227***		0,168***
Überqualifikation					-0,003	-0,032
Unterqualifikation					-0,011	0,011
Pseudo-R2	0,076	0,107	0,087	0,097	0,076	0,121
AIC	4641,248	4491,172	4584,925	4535,805	4645,079	4429,485
BIC	4808,238	4676,716	4758,1	4708,979	4824,438	4639,768
P-obs.	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5
LL	-2293,624	-2215,586	-2264,463	-2239,903	-2293,54	-2180,742
N	3586	3586	3586	3586	3586	3586

Tabelle 16: Determinanten des Pensionswunsches der Männer – marginale Effekte.

Beim Vergleich der beiden Grundmodelle zeigt sich, dass bei Frauen der Ausbildungsgrad einen weit weniger geringeren Effekt auf den Wunsch in Pension zu gehen hat als bei Männern. Während bei den Männern beide Ausbildungsvariablen hochsignifikant sind und die Höchstausgebildeten eine um knapp 20% geringere Wahrscheinlichkeit haben, in Pension gehen zu wollen, ist bei den Frauen weder *Sekundär* noch *Tertiär* signifikant. Der Effekt von *Partnerschaft* liegt bei beiden Geschlechtern gleichermaßen bei rund 11%. Die *Haushaltsgröße* wiederum hat nur für Frauen einen (negativen) Effekt. Eine zusätzliche Person im Haushalt verringert die Wahrscheinlichkeit, dass eine Frau in Pension gehen möchte um 3%. *Selbstständig* hat für beide Gruppen einen negativen Einfluss. Dieser ist bei den Männern stärker ausgeprägt (12% gegenüber 9%). Der Einfluss der subjektiven Gesundheitsempfindung scheint bei Frauen stärker ausgeprägt. Frauen (Männer) mit *gutem* Gesundheitszustand haben eine 14%

(10%), solche mit *mittelmäßigem* eine um 17% (20%) und solche mit *schlechtem* eine um 26% (16%) erhöhte Wahrscheinlichkeit (relativ zu Frauen (Männern) mit *ausgezeichnetem* Gesundheitszustand. *Leichte Erkrankung* hat auf den Wunsch der Frauen keinen Einfluss - Männer, die an schwachen Erkrankungen leiden (oder gelitten haben), haben eine um 5% höhere Wahrscheinlichkeit den Pensionswunsch zu äußern. Schwerwiegende Erkrankungen spielen bei beiden Geschlechtern keine Rolle. Auch *Adipositas* hat nur für die Männer einen (schwach) signifikanten positiven Effekt. Depression hat für beide Gruppen einen signifikanten Effekt (5,3% bei den Frauen, 7% bei den Männern).

Wird für die Arbeitsqualitätsmaße kontrolliert (Modelle 1 bis 5), verschärft sich die unterschiedliche Rolle der Ausbildung für die beiden Geschlechter. Während der Effekt von *Tertiär* für die Männer durchwegs hochsignifikant ist und sich zwischen 12% und 20% bewegt, sind bei den Frauen die Ausbildungsdummies in allen Spezifikationen insignifikant.

Die *Allgemeine Arbeitszufriedenheit* hat bei beiden Geschlechtern einen hochsignifikanten und auch starken Einfluss. Frauen (Männer), die der Aussage „Alles in allem bin ich zufrieden mit meiner Arbeit“ nicht *voll zustimmen* sondern nur *zustimmen* haben bereits eine um 16% (19%) höhere Wahrscheinlichkeit, den Pensionswunsch zu äußern. Für Personen, welche dieser Aussage *nicht zustimmen* konnten, steigt die Wahrscheinlichkeit auf 33% (34%) an. Die höchste Wahrscheinlichkeit, den Pensionswunsch zu äußern, haben Frauen, die mit „stimme gar nicht zu“ antworteten (38%). Die Männer dieser Gruppe haben eine 29% höhere Wahrscheinlichkeit als die „vollkommen zufriedenen“. Bei Frauen verschwindet der Effekt des Alters, wenn für die *Allgemeine Arbeitszufriedenheit* kontrolliert wird.

Der Effekt von *Work Control* ist für beide Geschlechter hochsignifikant und für Frauen mit 5,8% geringfügig höher als für Männer (5,1%).

Ähnlich verhält es sich mit der *Effort-Reward Imbalance*, deren hochsignifikanter Einfluss nur minimal über die Geschlechter variiert (Frauen: 23,9%, Männer: 22,7%).

Die Variablen *Überqualifikation* und *Unterqualifikation* haben weder auf Männer noch auf Frauen einen Einfluss.

Bei den gepoolten Modellen hat das Alter (*60 bis 64 Jahre*) wieder nur bei den Männern einen signifikanten Effekt. Die ältesten Männer haben eine geringere Tendenz, in Pension gehen zu wollen. Auch *Tertiär* hat nur auf den Pensionswunsch der Männer einen Einfluss. Männer, die beispielsweise eine Meisterprüfung abgelegt haben oder Akademiker sind, haben eine um 12% geringere Wahrscheinlichkeit, den Pensionswunsch zu äußern. *Partnerschaft* betrifft den Pensionswunsch beider Geschlechter gleichermaßen, der Effekt liegt bei etwa 11%. Der negative Einfluss von *Selbstständig* ist für Männer mit 12% stärker ausgeprägt als für Frauen. Die *Haushaltsgröße* hat nur auf Frauen einen (negativen) Einfluss. *Leichte Erkrankung* und *Adipositas* ist wieder nur für Männer relevant, bei Frauen hat nur der subjektive Gesundheitszustand einen Effekt. Die *Allgemeine Arbeitszufriedenheit* ist für

Frauen und Männer hochsignifikant, nur der Dummy "Stimme überhaupt nicht zu" bei Männern ist nur schwach signifikant, was damit zu tun haben könnte, dass nur sehr wenige Männer in diese Gruppe fallen. Ein Anstieg der *Work Control* um eine Einheit erhöht für Frauen die Pensionswunschwahrscheinlichkeit um 3%, für Männer um 2% (beide Effekte sind hochsignifikant). Der Effekt von *Effort-Reward Imbalance* ist bei beiden Geschlechtern gleich groß (17%). *Über-* und *Unterqualifikation* sind weder für Männer noch für Frauen von Bedeutung.

Um Robustheit in Bezug auf die Modell-Spezifikation zu überprüfen, wurden alle Modelle auch mit Logit geschätzt. Die so ermittelten Koeffizienten haben die gleichen Vorzeichen wie in den Probit-Modellen, in Bezug auf Signifikanz und Effektstärke ändern sich die Ergebnisse geringfügig.<sup>35</sup>

## 5.2 Die tatsächliche Erwerbsbeteiligung als abhängige Variable

Es soll nun untersucht werden, ob sich der Pensionswunsch und die Arbeitsqualität auf die tatsächliche Pensionierung auswirken. Die Variable *In Pension*, welche angibt, ob eine Person 2006 in Pension war, wird auf *Pensionswunsch* und die verschiedenen Maße für Arbeitsqualität – bei der Befragung von 2004 erhoben – regressiert. Als zusätzliche Kovariate werden jene der ersten Fragestellung sowie *Veränderung Gesundheit* herangezogen.

### Ergebnisse für das gesamte Sample - Pensionswahrscheinlichkeit

Es sei vorangestellt, dass die abhängige Variable *In Pension* nur relativ geringe Variation aufweist. Nur 5% der Personen, die 2004 erwerbstätig und zwischen 50 und 64 Jahren alt waren, waren 2006 *In Pension*. Gleichzeitig ist das Sample mit nur knapp über 4000 Beobachtungen relativ klein, um eine Probit-Schätzung durchzuführen. Die Ergebnisse sind also mit Vorsicht zu genießen. Die marginalen Effekte der Schätzung für das gesamte Sample sind in Tabelle 17 dargestellt.

Im Grundmodell G haben Frauen eine um 1,3% signifikant geringere Wahrscheinlichkeit als, 2006 in Pension zu sein, als Männer. Der Effekt von Alter ist hochsignifikant, 55 bis 59-Jährige haben eine um 5%, die 60 bis 64-Jährigen eine um 21% höhere Pensionswahrscheinlichkeit als die Referenzgruppe der 50 bis 54-Jährigen. Im Gegensatz zur ersten Fragestellung spielt Sekundär keine Rolle. Der (negative) Einfluss von Tertiär ist aber signifikant und liegt bei 1,1%. Auch der Haushaltskontext spielt eine Rolle: Ein um eine Person größerer Haushalt vermindert die Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein um 0,7%, Personen die in Partnerschaft leben, haben eine um 1 % höhere Pensionswahrscheinlichkeit. Der Effekt von Selbstständig wirkt sich (wieder) negativ auf die Pensionswahrscheinlichkeit aus und liegt bei 1,7%.

---

<sup>35</sup>Schätzungen für das gesamte Sample: In den Logit-Modellen sind die gleichen Variablen signifikant, wie in den Probit-Modellen. Die Signifikanzniveaus stimmen exakt überein. Die Koeffizienten unterschieden sich um höchstens einen Prozentpunkt. Frauen: Im gepoolten Modell 5 wird *Leichte Erkrankung* signifikant, wenn mit Logit geschätzt wird. In allen anderen Fällen sind in den Logit- und Probit-Modellen stets dieselben Variablen signifikant, wenn auch – selten - auf unterschiedlichem Niveau. Die Koeffizienten variieren um höchstens einen Prozentpunkt. Männer: *Sehr gut* ist im Probit-Modell schwach signifikant, im Logit-Modell nicht signifikant. Davon abgesehen variieren Signifikanzniveaus und Effekte unwesentlich.



	(G)	(0)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Weiblich	-0,013**	-0,012*	-0,013**	-0,013**	-0,013**	-0,013**	-0,012**
55 bis 59 Jahre	0,051***	0,049***	0,050***	0,050***	0,051***	0,051***	0,049***
60 bis 64 Jahre	0,214***	0,215***	0,216***	0,215***	0,214***	0,215***	0,217***
Sekundär	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	-0,001	-0,001
Tertiär	-0,011**	-0,009*	-0,010**	-0,010*	-0,010**	-0,011**	-0,009
Partnerschaft	0,009**	0,008*	0,009*	0,009**	0,009**	0,009**	0,008*
Haushaltsgröße	-0,007***	-0,006***	-0,007***	-0,007***	-0,007***	-0,007***	-0,006***
Selbständig	-0,017***	-0,016***	-0,017***	-0,017***	-0,017***	-0,017***	-0,016***
Sehr gut	-0,002	-0,003	-0,002	-0,003	-0,002	-0,002	-0,003
Gut	0,008	0,006	0,007	0,008	0,008	0,008	0,006
Mittelmäßig	0,015	0,011	0,013	0,014	0,015	0,015	0,010
Schlecht	0,121**	0,107*	0,109*	0,116**	0,120**	0,119**	0,097*
Veränderung Gesundheit	0,005*	0,004*	0,004*	0,005*	0,005*	0,005*	0,004*
Leichte Erkrankung	-0,003	-0,003	-0,003	-0,003	-0,003	-0,003	-0,003
Schwere Erkrankung	0,004	0,005	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004
Griffstärke	-0,043	-0,045	-0,043	-0,042	-0,043	-0,042	-0,043
Adipositas	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002	0,002
Depression	0,008	0,007	0,007	0,007	0,007	0,008	0,007
Österreich	0,086***	0,074***	0,084***	0,085***	0,085***	0,085***	0,074***
Deutschland	-0,004	-0,005	-0,003	-0,003	-0,004	-0,004	-0,004
Schweden	-0,026***	-0,026***	-0,026***	-0,026***	-0,026***	-0,026***	-0,026***
Niederlande	-0,011*	-0,010*	-0,011*	-0,010*	-0,011*	-0,011*	-0,010*
Spanien	0,026	0,018	0,026	0,026	0,026	0,024	0,017
Italien	0,018	0,013	0,017	0,018	0,017	0,017	0,013
Frankreich	0,016	0,011	0,016	0,016	0,016	0,016	0,010
Dänemark	-0,018***	-0,018***	-0,018***	-0,018***	-0,019***	-0,018***	-0,017***
Griechenland	0,004	0,001	0,002	0,004	0,004	0,004	0,000
Schweiz	-0,022***	-0,021***	-0,021***	-0,022***	-0,022***	-0,022***	-0,021***
Pensionswunsch		0,014***					0,013***
Stimme zu			-0,001				-0,002
Stimme nicht zu			0,022*				0,015
Stimme überhaupt nicht zu			0,016				0,011
Work Control				0,001			0,001
Effort-Reward Imbalance					0,002		-0,003
Überqualifikation						-0,004	-0,004
Unterqualifikation						-0,004	-0,003
Pseudo-R2	0,218	0,225	0,222	0,218	0,218	0,218	0,228
AIC	1376,64	1367,409	1376,11	1377,762	1378,48	1379,745	1375,76
BIC	1559,499	1556,574	1577,886	1566,927	1567,645	1575,215	1609,063
P-obs.	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
LL	-659,32	-653,7047	-656,0552	-658,8811	-659,2402	-658,8727	-650,8799
N	4046	4046	4046	4046	4046	4046	4046

Tabelle 17: Determinanten der Pensionswahrscheinlichkeit für das gesamte Sample – marginale Effekte.

Während der Wunsch, möglichst bald in Pension zu gehen, bereits ab einer nurmehr als *sehr gut* empfundenen Gesundheit deutlich steigt, unterscheidet sich die tatsächliche Pensionsbeteiligung erst ab einer *schlechten* Gesundheit signifikant von jener mit *ausgezeichneter* Gesundheit. Personen mit *schlechter* Gesundheit haben eine um 12% höhere Pensionswahrscheinlichkeit. Personen mit schlechterer als *ausgezeichneter* Gesundheit würden gerne früher in Pension gehen als es ihnen das Pensionssystem dann erlaubt. Nicht nur der aktuelle Gesundheitszustand hat einen Einfluss, auch die Veränderung desselben seit der letzten Befragung. Der Effekt von *Veränderung Gesundheit* ist schwach signifikant. Eine Verschlechterung des subjektiven Gesundheitsempfindens um eine Einheit der

fünfstufigen Skala – beispielsweise von *Gut* auf *Mittelmäßig* - erhöht die Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein um 0,5%. Personen aus Österreich haben eine um 8,6% höhere Wahrscheinlichkeit, in Pension zu sein, als Personen aus Belgien. In Schweden, Dänemark und der Schweiz ist die Pensionswahrscheinlichkeit um rund 2% niedriger als im Referenzland.

Mit einem McFadden  $R^2$  von 21,8% liegt der Erklärungsgehalt des Pensionsmodells weit über jenem der Modelle zu Pensionswunsch.

Die Effekte der Variablen *Weiblich*, *Tertiär*, *Partnerschaft*, *Haushaltsgröße* und *Selbstständig* sind signifikant und gehen in dieselbe Richtung wie beim Modell zum Pensionswunsch, allerdings mit deutlich kleiner Magnitude. Dies deutet darauf hin, dass Menschen die - bedingt durch die oben genannten Umstände – einen vergleichsweise großen Wunsch nach Pension haben, teilweise Wege finden, diesen umzusetzen, auch wenn Alter und Gesundheitszustand noch keine Pensionierung rechtfertigen würden. Personen im Alter von *55 bis 59 Jahren* haben eine um 5% höhere Wahrscheinlichkeit, in Pension zu sein als die *50 bis 54-Jährigen*, obwohl sie zwei Jahre zuvor nicht signifikant häufiger den Wunsch dazu geäußert haben. Die *60 bis 64-Jährigen* hatten sogar eine um 8% geringere Wahrscheinlichkeit, den Wunsch zu äußern, trotzdem ist die Wahrscheinlichkeit, 2006 tatsächlich in Pension zu sein, um 21% höher.

In Modell 0 wird *Pensionswunsch*, die abhängige Variable der ersten Fragestellung, als erklärende Variable hinzugefügt. Personen, die sich 2004 wünschten, möglichst bald in Pension zu gehen, haben ceteris paribus eine um 1,4% höhere Wahrscheinlichkeit, 2006 tatsächlich in Pension zu sein. Wird für diese Variable korrigiert, bleiben die anderen Koeffizienten unverändert, einzig der Effekt von *Schlecht* sinkt um 2 Prozentpunkte. Der Model-Fit verbessert sich relativ zum Grundmodell (McFadden  $R^2$  steigt auf 22,5%, AIC und BIC sinken leicht).

Wird die *Allgemeine Arbeitszufriedenheit* als erklärende Variable eingeführt (Modell 1) verändern sich die Koeffizienten der Basisvariablen nur geringfügig. Personen, die der Aussage, zufrieden mit ihrer Arbeitssituation zu sein *nicht zustimmen*, haben eine (schwach signifikante) um 2,2% höhere Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein, als Personen die *voll zustimmen*. Der Dummy *Stimme überhaupt nicht zu* ist allerdings insignifikant. Der Erklärungsgehalt verbessert sich nicht eindeutig gegenüber dem Basismodell. Das Pseudo  $R^2$  steigt nur geringfügig, AIC sinkt minimal, BIC hingegen steigt.

Die anderen Qualitätsmaße – *Work Control*, *Effort-Reward Imbalance* und *Über-/Unterqualifikation* (Modelle 2 bis 4) haben keine signifikanten Effekte auf die Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein. Im gepoolten Modell 5 ist *Pensionswunsch* signifikant, alle anderen Qualitätsmaße wieder insignifikant. Das McFadden  $R^2$  steigt um 1%, AIC sinkt leicht, BIC steigt.<sup>36</sup>

---

<sup>36</sup> Die Korrelationen aller Qualitätsmaße sowie dem Pensionswunsch sind im Appendix dargestellt.

Hinsichtlich Model-Fit stellt nur Modell 0 eine eindeutige Verbesserung gegenüber dem Grundmodell dar. Der *Pensionswunsch* trägt dazu bei, die Pensionswahrscheinlichkeit zu erklären. Die Effekte der allgemeinen Arbeitszufriedenheit sind diffuser als bei der ersten Fragestellung, aber dennoch ansatzweise vorhanden. Für die spezifischeren Maße der Arbeitsqualität können keine Effekte nachgewiesen werden.

Das für eine Probit-Schätzung ziemlich kleine Sample und/oder die recht geringe Variation in der abhängigen Variable könnten Gründe für diese Nicht-Effekte sein. Eine andere Möglichkeit wäre, dass *Work Control*, *Effort-Reward Imbalance* und *Über-/Unterqualifikation* tatsächlich keinen Einfluss auf die Pensionswahrscheinlichkeit haben.

### **Ergebnisse nach Geschlecht – Pensionswahrscheinlichkeit**

Die Nullhypothese, dass die Koeffizienten der Modelle für Männer und Frauen gleich sind, kann mittels Chow-Test (p-Wert: 0,004) verworfen werden. Es werden zwei separate Modelle geschätzt.

Was die Modelle zu den Frauen betrifft, ist zu beachten, dass der Länder-Dummy *Schweiz* gedroppt wurde, da keine einzige Schweizerin aus dem Sample in Pension gegangen ist. Insgesamt gingen nur 4,6% der Frauen in Pension. Bei den Männern waren es immerhin 5,9%. Wird das Sample geteilt, verringern sich die jeweils zur Verfügung stehenden Beobachtungen weiter.

Im Vergleich der Grundmodelle von Frauen und Männern zeigt sich ein geringfügig stärker ausgeprägter Effekt von Alter auf die Männer. 55 bis 59-Jährige Männer (Frauen) haben eine um 5,1% (4,7%) höhere Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein als solche zwischen 50 und 54 Jahren. Die 60 bis 64-Jährigen Männer (Frauen) haben eine um 22,4% (21,2%) höhere Pensionswahrscheinlichkeit. Wie bei den Modellen zum Pensionswunsch zeigt sich wieder der stärkere Einfluss der Ausbildung bei den Männern. Während bei den Frauen beide Ausbildungsdummies insignifikant sind, haben Männer in der höchsten Ausbildungsstufe eine um 2,3% (hochsignifikant) geringere Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein als Männer, welche höchstens eine Hauptschule abgeschlossen haben. Bemerkenswerterweise wirkt sich der Familienkontext nur bei den Männern aus. Männer, die in Partnerschaft leben, haben eine um 1,2% höhere Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein. Mit der Haushaltsgröße sinkt die Wahrscheinlichkeit um 0,8%. Der negative Effekt von Selbstständig ist bei den Männern mit 2,1% (gegenüber 1,1% bei den Frauen) etwas stärker ausgeprägt.

	(G)	(0)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
55 bis 59 Jahre	0,047***	0,046***	0,046***	0,046***	0,047***	0,046***	0,045***
60 bis 64 Jahre	0,212***	0,213***	0,211***	0,214***	0,212***	0,207***	0,207***
Sekundär	0,008	0,008	0,008	0,008	0,008	0,010	0,011
Tertiär	0,007	0,007	0,007	0,008	0,007	0,014	0,017*
Partnerschaft	0,008	0,008	0,008	0,007	0,008	0,008	0,007
Haushaltsgröße	-0,006	-0,006	-0,006	-0,006	-0,006	-0,006	-0,005
Selbständig	-0,011**	-0,011**	-0,011**	-0,010**	-0,011**	-0,010**	-0,010**
Sehr gut	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,000	0,000	0,000
Gut	0,010	0,010	0,010	0,009	0,010	0,011	0,011
Mittelmäßig	0,009	0,008	0,010	0,007	0,009	0,009	0,009
Schlecht	0,189*	0,182*	0,199*	0,173	0,189*	0,202*	0,196*
Veränderung Gesundheit	0,006*	0,005	0,006*	0,005	0,006*	0,006*	0,005*
Leichte Erkrankung	-0,004	-0,004	-0,005	-0,004	-0,004	-0,004	-0,005
Schwere Erkrankung	0,006	0,006	0,005	0,006	0,006	0,007	0,008
Griffstärke	-0,095**	-0,096**	-0,093**	-0,092**	-0,095**	-0,088**	-0,083*
Adipositas	0,013	0,013	0,012	0,013	0,013	0,013	0,013
Depression	0,011	0,011	0,012	0,011	0,011	0,011	0,011
Österreich	0,195**	0,189**	0,202***	0,194**	0,195**	0,192**	0,192**
Deutschland	0,008	0,008	0,008	0,010	0,008	0,006	0,007
Schweden	-0,013*	-0,014*	-0,013*	-0,013	-0,013*	-0,013*	-0,012*
Niederlande	-0,010	-0,010	-0,010	-0,009	-0,010	-0,010	-0,009
Spanien	0,039	0,035	0,038	0,038	0,038	0,041	0,036
Italien	0,022	0,020	0,021	0,023	0,022	0,019	0,019
Frankreich	0,037	0,034	0,037	0,037	0,037	0,034	0,033
Dänemark	-0,007	-0,007	-0,007	-0,006	-0,007	-0,008	-0,007
Griechenland	0,046	0,045	0,047	0,044	0,046	0,043	0,042
Pensionswunsch		0,003					0,002
Stimme zu			0,001				-0,001
Stimme nicht zu			-0,010				-0,010*
Stimme überhaupt nicht zu			0,012				0,003
Work Control				0,002			0,002
Effort-Reward Imbalance					0		-0,002
Überqualifikation						-0,014***	-0,014***
Unterqualifikation						0,003	0,004
Pseudo-R2	0,244	0,244	0,247	0,245	0,244	0,252	0,257
AIC	555,424	557,171	559,408	556,511	557,423	553,892	562,559
BIC	702,228	709,412	722,524	708,753	709,664	711,571	752,861
P-obs.	0	0	0	0	0	0	0
LL	-250,7118	-250,5853	-249,7041	-250,2554	-250,7113	-247,9459	-246,2795
N	1698	1698	1698	1698	1698	1698	1698

Tabelle 18: Determinanten der Pensionswahrscheinlichkeit der Frauen – marginale Effekte.

	(G)	(0)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
55 bis 59 Jahre	0,051***	0,048***	0,050***	0,051***	0,051***	0,051***	0,048***
60 bis 64 Jahre	0,224***	0,226***	0,224***	0,224***	0,224***	0,225***	0,226***
Sekundär	-0,004	-0,003	-0,004	-0,004	-0,004	-0,008	-0,007
Tertiär	-0,023***	-0,019***	-0,021***	-0,022***	-0,022***	-0,027***	-0,024***
Partnerschaft	0,012*	0,011*	0,011*	0,012*	0,012*	0,012*	0,010
Haushaltsgröße	-0,008**	-0,008**	-0,008**	-0,008**	-0,008**	-0,008**	-0,007**
Selbständig	-0,021***	-0,019***	-0,020***	-0,021***	-0,021***	-0,022***	-0,019***
Sehr gut	-0,003	-0,005	-0,003	-0,003	-0,003	-0,003	-0,004
Gut	0,007	0,004	0,006	0,007	0,007	0,007	0,004
Mittelmäßig	0,020	0,014	0,018	0,02	0,02	0,02	0,014
Schlecht	0,053	0,045	0,045	0,052	0,053	0,053	0,041
Veränderung Gesundheit	0,004	0,003	0,004	0,004	0,004	0,004	0,003
Leichte Erkrankung	-0,002	-0,003	-0,001	-0,002	-0,002	-0,002	-0,002
Schwere Erkrankung	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	0,004	0,003
Griffstärke	-0,016	-0,020	-0,012	-0,015	-0,016	-0,014	-0,015
Adipositas	-0,006	-0,007	-0,006	-0,006	-0,006	-0,006	-0,007
Depression	0,004	0,004	0,002	0,004	0,004	0,004	0,004
Österreich	0,044	0,034	0,042	0,043	0,043	0,046*	0,037
Deutschland	-0,009	-0,011	-0,009	-0,009	-0,009	-0,009	-0,01
Schweden	-0,033***	-0,032***	-0,031***	-0,033***	-0,033***	-0,033***	-0,030***
Niederlande	-0,010	-0,010	-0,010	-0,010	-0,010	-0,011	-0,011
Spanien	0,017	0,01	0,017	0,017	0,017	0,014	0,008
Italien	0,014	0,008	0,014	0,014	0,014	0,012	0,008
Frankreich	0,005	-0,001	0,005	0,005	0,004	0,005	0,000
Dänemark	-0,024***	-0,023***	-0,023***	-0,024***	-0,024***	-0,024***	-0,022***
Griechenland	-0,006	-0,010	-0,009	-0,007	-0,007	-0,007	-0,011
Schweiz	-0,023***	-0,022***	-0,022***	-0,023***	-0,023***	-0,023***	-0,021***
Pensionswunsch		0,020***					0,018***
Stimme zu			-0,002				-0,004
Stimme nicht zu			0,055**				0,043*
Stimme überhaupt nicht zu			0,012				0,012
Work Control				0,001			0
Effort-Reward Imbalance					0,002		-0,006
Überqualifikation						0,009	0,009
Unterqualifikation						-0,007	-0,005
Pseudo-R2	0,229	0,24	0,242	0,229	0,229	0,23	0,254
AIC	835,572	825,878	827,82	837,454	837,458	837,813	826,315
BIC	995,72	991,745	1005,127	1003,322	1003,326	1009,401	1032,22
P-obs.	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
LL	-389,786	-383,9389	-382,91	-389,727	-389,729	-388,9067	-377,1577
LL	-389,786	-383,9389	-382,91	-389,727	-389,729	-388,9067	-377,1577
N	2252	2252	2252	2252	2252	2252	2252

Tabelle 19: Determinanten der Pensionswahrscheinlichkeit der Männer – marginale Effekte.

Einen deutlichen Unterschied gibt es bei den Gesundheitsvariablen. Während bei den Männern keine einzige Gesundheitsvariable signifikant ist, ist bei den Frauen der Dummy für eine *schlechte* Gesundheit und *Veränderung Gesundheit* schwach signifikant. Frauen, die ihren Gesundheitszustand als *schlecht* einstufen, haben eine um 18,9% höhere Wahrscheinlichkeit, in Pension zu sein, als Frauen mit *ausgezeichnetem* Gesundheitszustand. Verschlechterte sich die Gesundheit gegenüber der ersten Befragung um eine Einheit (zum Beispiel von *gut* auf *mittelmäßig*), so erhöht sich die Wahrscheinlichkeit um 0,6%. Für die Frauen hat auch die *Griffstärke* einen signifikanten Effekt von -9,5%. Die Variable *Griffstärke* ist so skaliert, dass eine Einheit 100 Kilogramm entspricht. In den Daten beträgt die Differenz zwischen der höchsten und der niedrigsten Griffstärke (unskaliert) allerdings nur 88kg, weshalb eine

Veränderung um ganze 100kg äußerste unwahrscheinlich erscheint. Eine um 10kg (oder einer 10-tel Einheit) höhere *Griffstärke* kann mit einer um 0,95% niedrigeren Pensionswahrscheinlichkeit in Verbindung gebracht werden.

Obwohl die Regelpensionsantrittsalter und Frühpensionsantrittsalter der Frauen über die Länder relativ stark variieren, unterscheiden sich nur die Länder-Dummies *Österreich* und *Schweden* signifikant vom Basisland *Belgien*<sup>37</sup>. Frauen aus Österreich haben eine um 19,5% höhere Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein, Frauen aus Schweden eine um 1,3% niedrigere. Bei den Männern haben die Dummies Schweden, Dänemark und Schweiz signifikante negative Effekte zwischen 2,3% und 3,3%.<sup>38</sup> Der Erklärungsgehalt des Modells der Frauen liegt mit 24,4% über jenem der Männer (22,9%).

Männer, welche bei der ersten Befragung den Wunsch äußerten, gerne so bald wie möglich in Pension gehen zu wollen, haben eine hochsignifikante und um 2% höhere Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein. Für Frauen zeigt sich kein Effekt von *Pensionswunsch* (Modell 0).

Die Effekte der *Allgemeinen Arbeitszufriedenheit* sind weit weniger deutlich ausgeprägt als im Pensionswunsch-Modell. Bei den Männern ist nur *Stimme nicht zu* signifikant, der Effekt beträgt 5,5%. Bei den Frauen ist keiner der Dummies signifikant (Modell 1).

*Work Control* und *Effort-Reward Imbalance* (Modelle 2 und 3) haben weder bei Männern noch bei Frauen einen signifikanten Effekt.

Auch *Unterqualifikation* spielt bei beiden Geschlechtern keine Rolle. *Überqualifizierte* Frauen haben eine um 1,4% geringere Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein (Modell 4).

Im gepoolten Modell 5 der Männer haben *Pensionswunsch* (1,8%) und die *Allgemeine Arbeitszufriedenheit* (*Stimme nicht zu* hat einen Effekt von 4,3%) einen Einfluss auf die Pensionswahrscheinlichkeit. Bei den Frauen hat *Stimme nicht zu* einen schwachsignifikanten negativen Effekt von 1%, auch *Überqualifikation* hat einen negativen Effekt von 1,4%.

Um Robustheit in Bezug auf die Modell-Spezifikation zu überprüfen, wurden alle Modelle auch mit Logit geschätzt. Alle Koeffizienten haben die gleichen Vorzeichen wie in den Probit-Modellen, in Bezug auf Signifikanz und Effektstärke ändern sich die Ergebnisse geringfügig<sup>39</sup>.

---

<sup>37</sup> Mit einem Regelpensionsantrittsalter für Frauen von 63 Jahren und einem Frühpensionsantrittsalter von 60 Jahren liegt Belgien im Vergleich zu den anderen Ländern im Mittelfeld (vgl. Kapitel 2.2). Es überrascht, dass Länder wie Frankreich und Griechenland, die wesentlich großzügigere Regelungen haben, keine signifikanten Unterschiede bei den Pensionswahrscheinlichkeiten aufweisen. Die verschiedenen Antrittsalter sind wohl nicht ausreichend um die Effekte der Pensionssysteme auf die Pensionsantritte der Frauen zu erklären.

<sup>38</sup> Die Pensionssysteme von Dänemark und der Schweiz gehören in Bezug auf die Antrittsalter zu den restriktivsten (vgl. Kapitel 2.2).

<sup>39</sup> Gesamtes Sample: Mit Ausnahme von *Schlecht* und *Niederlande* sind in den Logit-Modellen die gleichen Variablen signifikant, wie in den Probit-Modellen, wenn auch – selten – auf unterschiedlichem Niveau. Die Koeffizienten unterscheiden sich um höchstens 3 Prozentpunkte. Männer: Bis auf *Österreich* und *Partnerschaft* sind immer die gleichen Variablen signifikant. Die Koeffizienten unterscheiden sich um höchstens 3 Prozentpunkte. Frauen: Mit Logit geschätzt sind *Adipositas*, *Frankreich* und *Griechenland* schwach signifikant – mit Probit haben diese Variablen keinen Effekt. Die Koeffizienten von *60 bis 64 Jahre*, *Schlecht* und *Österreich* liegen in den Probit-Modellen um 11

## 6 Schlussfolgerungen

Anhand des Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) habe ich untersucht, welche Rolle die Arbeitsqualität, beim Wunsch möglichst bald in Pension zu gehen, spielt. Ausgehend vom gleichen Sample habe ich anschließend geprüft, wie sich dieser Wunsch und die Arbeitsqualität auf die Wahrscheinlichkeit, zwei Jahre später tatsächlich in Pension zu sein, auswirken.

Um aussagekräftige Ergebnisse in Bezug auf die Gründe für vorzeitigen Pensionsantritt (bzw. dem Wunsch danach) und mögliche Gegenmaßnahmen zu erzielen, habe ich neben der allgemeinen Arbeitszufriedenheit drei spezifischere Maße für Arbeitsqualität erörtert und in die Modelle eingebaut - Control nach Karasek (1979, Karasek und Theorell 1990), Effort-Reward Imbalance nach Siegrist (1996a, 1996b) und Über- und Unterqualifikation nach einem Ansatz von Schnalzenberger et al. (2008). In Probit-Modellen habe ich die Effekte der Maße für Arbeitsqualität auf den Pensionswunsch und auf die Pensionswahrscheinlichkeit geschätzt.

Die Schätzergebnisse zum Pensionswunsch legen folgende Schlüsse nahe:

Die allgemeine Arbeitszufriedenheit hat einen großen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, den Pensionswunsch zu äußern. Personen, welche der Aussage „Alles in allem bin ich zufrieden mit meiner Arbeit“ nur zustimmen statt *voll* zuzustimmen, haben bereits eine um 18% höhere Wahrscheinlichkeit, in Pension gehen zu wollen. Bei Personen, die nicht oder gar nicht zustimmen, steigt diese Wahrscheinlichkeit um mehr als 30%.

Fehlender Handlungsspielraum in Bezug auf die Arbeitsabläufe und mangelnde Perspektiven auf Weiterentwicklung – also wenig Control nach Karasek – erhöhen ebenfalls die Tendenz der Befragten in Richtung Pension. Auch ein Ungleichgewicht aus beruflichen Anforderungen und diesbezüglichen Vergütungen – Effort-Reward Imbalance nach Siegrist – erhöht den Wunsch, sich aus dem Erwerbsleben zurückzuziehen. Die Effektgröße von Effort übertrifft jene von Control bei weitem. Hierbei ist aber zu beachten, dass Control ein viel spezifischeres Problemfeld abdeckt und klare Gegenmaßnahmen (Demokratisierung der Arbeitsprozesse durch horizontale und vertikale Umstrukturierung und Ermöglichung von professioneller Weiterentwicklung) impliziert. Nachdem die Problemfelder der Effort-Reward Imbalance individueller, interpersoneller und auch struktureller Natur sein können, liegt nicht auf der Hand bei welchen AkteurInnen und Maßnahmen angesetzt werden soll, um die Bereitschaft, im Erwerbsleben zu bleiben, zu erhöhen.

Die Maße Über- und Unterqualifikation (relativ zum Durchschnitt in der jeweiligen Berufsgruppe im jeweiligen Land) liefern keine signifikanten Effekte.

---

bis 13 Prozentpunkte unter jenen der Logit-Modellen. Für die anderen Variablen unterscheiden sich die Koeffizienten um weniger als 2 Prozentpunkte.

Bemerkenswerterweise sinkt der Wunsch nach Pensionierung mit dem Alter. Die 60 bis 64-Jährigen haben eine um 7,9% geringere Wahrscheinlichkeit, den Pensionswunsch zu äußern, als die 50 bis 54-Jährigen. Frauen haben zwar eine geringere Wahrscheinlichkeit, erwerbstätig zu sein, doch jene die es sind, wollen dies aber tendenziell lieber bleiben als Männer. Mit steigendem Bildungsgrad ist ebenfalls eine Verminderung des Pensionswunsches zu beobachten. Dieser Effekt schwindet allerdings, wenn für die Arbeitsqualität kontrolliert wird. Auch selbständig beschäftigte Personen haben einen weniger stark ausgeprägten Wunsch aus dem Erwerbsleben auszuschneiden. Auch dieser Effekt sinkt, wenn die Arbeitsqualität mit einbezogen wird (und dies besonders wenn für Control kontrolliert wird). Der Effekt von Ausbildung und Selbstständigkeit auf die Erwerbsbereitschaft kann somit teilweise über die Arbeitsqualität erklärt werden.

In Bezug auf den Einfluss der Arbeitsqualität unterscheiden sich die Schätzergebnisse der separaten Modelle von Frauen und Männern nur geringfügig. Was die anderen Variablen betrifft, ist zu bemerken, dass der mindernde Effekt von Alter nur für Männer signifikant ist, genauso wie der Effekt der Ausbildung. Die Haushaltsgröße beeinflusst hingegen nur den Pensionswunsch der Frauen.

Es ist anzunehmen, dass neben den genannten Variablen, auch noch andere Größen – welche aufgrund der Datenlage nicht einbezogen werden konnten - eine wichtige Rolle auf Pensionswunsch und Pensionswahrscheinlichkeit spielen. Dazu zählen insbesondere die Einkommens- und Vermögenssituation sowie der Pensionsversicherungsstatus.

Die Effekte der Arbeitsqualität auf die Wahrscheinlichkeit tatsächlich in Pension zu sein sind weit weniger deutlich ausgeprägt. Für das gesamte Sample hat einzig der Pensionswunsch – welcher, wie im ersten Teil gezeigt wurde, teilweise durch die Arbeitsqualität erklärt werden kann – einen hochsignifikanten, mit 1,4% allerdings nicht besonders großen, Effekt auf die Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein. Werden separate Modelle für Männer und Frauen geschätzt, kommen auch Effekte von anderen Qualitätsmaßen zum Vorschein. Bei den Männern hat neben dem Pensionswunsch auch die allgemeine Arbeitszufriedenheit einen schwach signifikanten Effekt – Männer, die 2004 mit ihrer Arbeitssituation nicht zufrieden waren, haben eine um 4,3% höhere Wahrscheinlichkeit, 2006 aus dem Arbeitsmarkt ausgeschieden zu sein, als Männer, die sehr zufrieden waren. Überqualifizierte Frauen haben eine um 1,4% niedrigere Pensionswahrscheinlichkeit als durchschnittlich qualifizierte. Auch die allgemeine Arbeitszufriedenheit ist hier signifikant, allerdings mit einem unerwarteten Vorzeichen – unzufriedene Frauen haben eine um 1% niedrigere Wahrscheinlichkeit, in Pension zu sein.

In Anbetracht der Gestaltung der Pensionssysteme, welche die Ansprüche in der Regel an ein gewisses erreichtes Alter knüpfen, erstaunt es nicht, dass die Wahrscheinlichkeit, im Ruhestand zu sein, mit dem Alter steigt. Bemerkenswert ist aber der Widerspruch, dass gerade jene Gruppe, welche 2004 den am



geringsten ausgeprägten Wunsch nach Pensionierung hatte (die 60 bis 64-Jährigen), 2006 die höchste Wahrscheinlichkeit hatte, in Pension zu sein.

Die Effekte von Geschlecht, Ausbildungsniveau, Haushaltszusammensetzung und Selbstständigkeit sind von der Magnitude zwar deutlich geringer als im Modell zum Pensionswunsch. Sie sind aber signifikant und gehen in die gleiche Richtung. Dies ist ein weiterer Hinweis darauf, dass Arbeitende bis zu einem gewissen Grad in der Lage sind, ihren Pensionswunsch in die Realität umzusetzen, auch wenn Alter und Gesundheitszustand dies nicht rechtfertigen.

Die Effekte von Arbeitsqualität und Pensionswunsch auf die Wahrscheinlichkeit im Ruhestand zu sein, sind gering ausgeprägt und teilweise instabil. Trotzdem geben sie Hinweis darauf, dass die Erwerbstätigen einen gewissen Spielraum haben, den Pensionsantritt in Abhängigkeit von diesen Größen zu wählen.

Während die Effekte von allgemeiner Arbeitsqualität, Effort-Reward Imbalance und Control auf den Pensionswunsch signifikant und von relevanter Größenordnung sind, sind die Effekte auf die tatsächliche Pensionsbeteiligung diffuser.

Der hochsignifikante Einfluss des Pensionswunsches auf die Wahrscheinlichkeit in Pension zu sein, die - in einzelnen Spezifikationen auftretenden- signifikanten Effekte der einzelnen Qualitätsmaße und die Effekte einiger Variablen, welche für beide Fragestellungen in die gleiche Richtung gehen, deuten aber darauf hin, dass die Wünsche der Betroffenen einen Einfluss auf den tatsächlich umgesetzten Pensionsantritt haben.

Wenn die Erwerbsbeteiligung der 50 bis 64-Jährigen erhöht werden soll, macht es somit durchaus Sinn, deren Bedürfnisse – etwa in Bezug auf die Arbeitsbedingungen - weiter zu untersuchen und entsprechende Maßnahmen zu ergreifen.

## Literatur

- Berkovec J, Stern S (1991): Job Exit Behavior of Older Men. *Econometrica* 59(1): 189-210.
- Blanchet D und Debrand T (2007a): Aspiration à la Retraite, Santé et Satisfaction au Travail - Une Comparaison Européenne. IRDES working paper 1. Paris.
- Blanchet D, Debrand T (2007b): Souhaiter Prendre Sa Retraite le Plus Tôt Possible: Santé, Satisfaction au Travail et Facteurs Monétaires. *Économie et Statistique* 403-404: 39-62.
- Blöndal S, Scarpetta S (1999): The Retirement Decision in OECD Countries. Economics Department Working Papers 202. Paris: OECD Publishing.
- Börsch-Supan A, Brugiavini A, Jürges H, Kapteyn A, Mackenbach J, Siegrist J, Weber G (2008): Health, Ageing and Retirement in Europe (2004-2007) - Starting the Longitudinal Dimension. Mannheim: Mannheim Research Institute for the Economics of Ageing.
- Bosma H, Peter R, Siegrist J, Marmot M (1998): Alternative Job Stress Models and the Risk of Coronary Heart Disease. *American Journal of Public Health* 88: 68-74.
- Bosma H, Peter R, Siegrist J, Marmot M (1998): Two Alternative Job Stress Models and the Risk of Coronary Heart Disease. *American Journal of Public Health* 88 (1): 68-74.
- Breucker G, Schroer A (1996): International Experiences in Workplace Health Promotion. European Health Promotion Series 6. Copenhagen: World Health Organization.
- Ehrenberg R, Smith R (2009): *Modern Labor Economics - Theory and Public Policy*. Boston: Pearson Education.
- Europäische Kommission (2003): European Employment Observatory Review – Spring 2003. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Europäische Kommission (2004): Delivering Lisbon – Reforms for the Enlarged Union, Report from the Commission to the Spring European Council. COM(2004) 29. Luxemburg: Amt für Veröffentlichungen der Europäischen Union.
- Europäische Kommission (2007): *Employment in Europe*. Brüssel: Directorate-General for Employment, Social Affairs and Equal Opportunities.
- Fields G, Mitchell O (1984): *Retirement, Pensions and Social Security*. Cambridge: MIT Press.
- Fischer J, Sousa-Poza A (2006): The Institutional Determinants of Early Retirement in Europe. Discussion Paper. University of St. Gallen, Department of Economics.
- Gruber J, Wise D (2002): Social Security Programs and Retirement Around the World - Micro Estimation. NBER Working Paper Series 9407.
- Hackman J, Lawler E (1971): Employee Reactions to Job Characteristics. *Journal of Applied Psychology* 55: 259-286.

- Henkens K, Van Dalen H (2003): Early Retirement Systems and Behavior in an International Perspective. In: Adams G und Beehr T (Hrsg.), Retirement - Reasons, Processes and Results: 242-263. New York: Springer.
- Hinkle L, Whitney L, Lehman E, Dunn J, Benjamin B, King R, Plakun A, Flehinger B (1968): Occupation, Education and Coronary Heart Disease. *Science* 161: 238-246.
- Jackson N, Walter M, Felmingham B, Spinaze A (2006): Will Older Workers Change Their Retirement Plans in Line With Government Thinking? A Review of Recent Literature on Retirement Intentions. *Australian Bulletin of Labour* 32(4): 315-344.
- Johnson J, Hall E (1988): Job Strain, Work Place Social Support, and Cardiovascular Disease - A Cross-Sectional Study of a Random Sample of the Swedish Working Population. *American Journal of Public Health* 78: 1336-1342.
- Kalwij A, Vermeulen F (2005): Labour Force Participation of the Elderly in Europe: The Importance of Being Healthy. IZA Discussion Paper No. 1887.
- Kalwij A, Vermeulen F (2007): Health and Labor Force Participation of the Elderly in Europe - What Do Objective Health Measures Add to the Analysis? *Health Economics* 17(5): 619-38.
- Karasek R (1979): Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain - Implications for Job Redesign. *Administration Science Quarterly* 24: 285-307.
- Karasek R, Brisson C, Kawakami N, Houtman I, Bongers P, Amick B (1998): The Job Content Questionnaire (JCQ) - An Instrument for Internationally Comparative Assessments of Psychosocial Job Characteristics. *Journal of Occupational Health Psychology* 3 (4): 322-355.
- Karasek R, Theorell T (1990): *Healthy Work: Stress, Productivity, and the Reconstruction of Working Life*. New York: Basic Books.
- Kohn M, Schooler C (1973): Occupational Experience and Psychological Functioning: An Assessment of Reciprocal Effects. *American Sociological Review* 38: 97-118.
- Kristensen T (1994): Cardiovascular Diseases and Work Environment. In: Cherermisnoff P (Hrsg.), *Encyclopedia of environmental control technology*: 217-43. Houston: Gulf Publishing Company.
- Lazear E (1987): Retirement from the Labor Force. *Handbook of Labor Economics* 1:305-355. Amsterdam: North-Holland.
- Lumsdaine R, Mitchell O (1999): New Developments in the Economic Analysis of Retirement. *Handbook of Labor Economics* 3: 3261-3307. Amsterdam: North-Holland.
- Marmot M, Siegrist J, Theorell T (2006): Health and the Psychosocial Environment at Work. In: Marmot M, Wilkinson R (Hrsg.), *Social Determinants of Health*, 97-130. Oxford: Oxford University Press.
- Mathiowetz V, Kashman N, Volland G, Weber K, Dowe M, Rogers S (1985): Grip and Pinch Strength: Normative Data for Adults. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation* 66: 69-74.
- McKay and Smeaton (2003): *Working After State Pension Age - Quantitative Analysis*. DWP Research Report 182. London: Department for Work and Pensions.
- Meijer E, Kapteyn A, Andreyeva T (2008): Health Indexes and Retirement Modeling in International Comparisons. RAND Working Paper Series WR- 614.

Morris J, Heady J, Raffle P, Roberts G, Parks J (1953): Coronary Heart Disease and Physical Activity of Work. *Lancet*: 1053-1057.

OECD (2005): *Pensions at a Glance - Public Policies Across OECD Countries*. Paris: OECD Publishing.

Peter R, Siegrist J, Hallqvist J, Reuterwall C, Theorell T, the SHEEP Study Group (2002): Psychosocial Work Environment and Myocardial Infarction: Improving Risk Estimation by Combining Two Alternative Job Stress Models in the SHEEP Study. *Journal of Epidemiology and Community Health* 56: 294-300.

Pozzebon S, Mitchell O (1989): Married Women's Retirement Behavior. *Journal of Population Economics* 2(1):39-53.

Schnalzenberger M, Schneeweis N, Winter-Ebmer R, Zweimüller M (2008): Job Quality and Retirement Decisions. In: A. Börsch-Supan et al. (Hrsg.), *Health, Ageing and Retirement in Europe (2004-2007) - Starting the Longitudinal Dimension*. 213-19. Mannheim: MEA.

Sheshinski E (1978): A Model of Social Security and Retirement Decisions. *Journal of Public Economics* 10: 337-360.

Siegrist J (1996a): Adverse Health Effects of High-Effort/Low-Reward Conditions. *Journal of Occupational Health Psychology* 1: 24-41.

Siegrist J (1996b): *Soziale Krisen und Gesundheit*. Göttingen: Hogrefe.

Siegrist J, Klein D, Grunewald R, Matschinger H (1986): Pressure Response and Heart Rate Reaction to a Mental Stress Test in a Blue-Collar Population at Cardiovascular Risk.

Siegrist J, Starke D, Chandolab T, Godinc I, Marmotb M, Niedhammerd I, Petere R (2004): The Measurement of Effort–Reward Imbalance at Work - European Comparisons. *Social Science & Medicine* 58 (8): 1483-1499.

Siegrist J, Wahrendorf M, v.d. Knesebeck O, Jürges H, Börsch-Supan A (2007): Quality of Work, Well-being and Intended Early Retirement of Older Employees – Baseline Results from the SHARE Study. *European Journal of Public Health* 17 (1): 62-68.

Verdugo R und Turner Verdugo N (1989): The Impact of Surplus Schooling on Earnings - Some Additional Findings. *The Journal of Human Resources* 24(4): 629-643.

## Appendix

	Subj. Gesundh.	Leichte Erkr.	Schwere Erkr.	Griffstärke	Adipositas	Depression
Subjektive Gesundheit	1,00					
Leichte Erkrankung	0,27	1,00				
Schwere Erkrankung	0,22	0,13	1,00			
Griffstärke	-0,08	-0,04	-0,01	1,00		
Adipositas	0,14	0,13	0,09	0,05	1,00	
Depression	0,23	0,13	0,08	-0,18	0,05	1,00

Tabelle 20: Korrelation der Gesundheitsvariablen der 1.Welle

	Allg. Arbeitszuf.	Work Control	Eff.-Rew. Imbal.	Überqual.	Unterqual.
Allgemeine Arbeitszufriedenheit	1,00				
Work Control	0,34	1,00			
Effort-Reward Imbalance	0,31	0,33	1,00		
Überqualifikation	0,01	-0,02	-0,02	1,00	
Unterqualifikation	0,01	0,04	0,02	-0,17	1,00

Tabelle 21: Korrelation der Qualitätsmaße der 1.Welle

## **Abstract (deutsch)**

Die demographische Entwicklung Europas ist von niedrigen Geburtenraten und steigender Lebenserwartung geprägt. Bei gleichbleibend geringen Beschäftigungsquoten der älteren Bevölkerung sowie niedrigen effektiven Pensionsantrittsaltern geraten Pensionsversicherungssysteme, welche darauf aufgebaut sind, dass die erwerbstätige Bevölkerung die inaktive finanziert, zunehmend unter Druck.

Die bessere Integration von älteren ArbeitnehmerInnen in den Arbeitsmarkt ist daher für die Europäische Union von wachsender Bedeutung. Auf dem Europäischen Rat von Stockholm 2001 wurde das Ziel vereinbart, den Anteil der erwerbstätigen Personen unter den 55 bis 64-Jährigen bis zum Jahr 2010 auf 50% zu erhöhen.

Um solche Vorgabe erreichen zu können, ist es notwendig, die Determinanten der individuellen Pensionsentscheidungen zu untersuchen.

In der vorliegenden Arbeit wird ermittelt, ob die Verbesserung der Arbeitsqualität ein geeignetes Mittel darstellen kann, um ältere ArbeitnehmerInnen verstärkt in den Arbeitsmarkt zu integrieren.

Datengrundlage hierfür ist der Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). Im Jahr 2004 wurden 28.517 Personen über 50 aus 11 westeuropäischen Ländern zu ihrer gesundheitlichen, sozialen und ökonomischen Situation befragt. 2006 gab es eine neuerliche Erhebung, in die rund zwei Drittel der bereits befragten Personen einbezogen werden konnten.

Die Arbeitsqualität wird anhand von vier Größen gemessen: der allgemeinen Arbeitszufriedenheit, Control nach Karasek (1979, Karasek und Theorell 1990), Effort-Reward Imbalance nach Siegrist (1996a, 1996b), und einem Maß für relative Über- bzw. Unterqualifikation in Anlehnung an eine Publikation von Schnalzenberger et al. (2008). Anhand der konstruierten Indizes sollen spezifische Aussagen über die Art der Unzufriedenheit und mögliche Gegenmaßnahmen getroffen werden. Im Demand-Control Modell werden Arbeitssituationen als besonders belastend empfunden, wenn hohe Anforderungen mit einem niedrigen Maß an Kontrolle einher gehen (in der vorliegenden Arbeit liegt der Fokus auf der Komponente Control). Im Effort-Reward Imbalance Modell liegt geringe Arbeitsqualität vor, wenn die Anstrengungen, welche im Job abverlangt werden, nicht ausreichend goutiert werden (in Form von Entlohnung, Anerkennung, Aufstiegschancen oder Arbeitsplatzsicherheit). Den Maßen Überqualifikation und Unterqualifikation liegt die Idee zugrunde, dass die Ausübung eines Berufes, welcher nicht der individuellen Qualifikation entspricht, als belastend empfunden wird.

Im Zentrum der Arbeit stehen zwei Fragestellungen: Zunächst wird untersucht, welchen Einfluss die Arbeitsqualität auf die Wahrscheinlichkeit, den Wunsch nach möglichst baldiger Pensionierung zu äußern, hat. Ausgehend von denselben Beobachtungen wird anschließend ermittelt, welche Rolle die Arbeitsqualität sowie der geäußerte Pensionswunsch auf die Wahrscheinlichkeit haben, zwei Jahre später tatsächlich in Pension zu sein. In Probit-Modellen werden die Effekte - auf das gesamte Sample sowie für Frauen und Männer getrennt - geschätzt.

Die Schätzergebnisse legen folgenden Schlüsse nahe: Die allgemeine Arbeitszufriedenheit und die Indizes Control und Effort-Reward Imbalance liefern signifikante und von der Magnitude her relevante Effekte. Je schlechter die Arbeitsqualität nach diesen Maßen ist, desto stärker ausgeprägt ist der Wunsch,

möglichst bald in Pension zu gehen. Für die Maße Über- und Unterqualifikation lässt sich kein Einfluss auf den Pensionswunsch feststellen.

Die Effekte der Arbeitsqualität auf die Wahrscheinlichkeit, tatsächlich in Pension zu sein, sind weniger deutlich ausgeprägt. Während der negative Effekt des Pensionswunsches für das gesamte Sample hochsignifikant ist, ist der Einfluss der allgemeinen Arbeitsqualität nur für die Männer von Bedeutung. Bei den Frauen haben die Überqualifizierten eine signifikant geringere Pensionswahrscheinlichkeit als der Durchschnitt.

Der klare Einfluss des Pensionswunsches sowie das Ergebnis, dass die Effekte anderer erklärender Variablen (Geschlecht, Ausbildungsniveau, Haushaltszusammensetzung, Selbstständigkeit) für beide Fragestellungen in die gleiche Richtung gehen (wenn auch in deutlich geringerem Ausmaß für die Wahrscheinlichkeit tatsächlich in Pension zu sein), deuten aber darauf hin, dass die Erwerbstätigen zu einem gewissen Grad Einfluss auf ihren Pensionsantritt nehmen können.

Wenn die Erwerbsbeteiligung der 50 bis 64-Jährigen erhöht werden soll, macht es somit durchaus Sinn, deren Bedürfnisse – etwa in Bezug auf die Arbeitsbedingungen - weiter zu untersuchen und entsprechende Maßnahmen zu ergreifen.

## **Abstract (english)**

The demographic trend in all European countries is characterized by low fertility rates and increasing life expectancy. Given that, low employment rates of the older population and low effective retirement ages provide a major challenge to sustain public pension security systems which are based on the working population financing the inactive population.

Therefore, the integration of older workers into the labour market has become an important objective on the European agenda. The 2001 Stockholm European Council set the target to increase employment rates of the population aged 55 to 64 to 50% by 2010. In order to meet such goals it is crucial to understand the determinants of individual retirement decisions.

The objective of this thesis is to examine whether improving the quality of work can be a useful means to strengthen older workers' attachment to the labour market.

The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE) was used as the database for this analysis. In 2004, 28,517 people aged over 50 from 11 countries were asked about their health, social and economic situation. The second wave of SHARE was run in 2006, when about two thirds of the respondents from the first wave could be re-interviewed.

Quality of Work is assessed by four different measures: overall job satisfaction, Control (Karasek 1979, Karasek and Theorell 1990), Effort-Reward Imbalance (Siegrist 1996a and 1996b) and a measure capturing over- and underqualification (Schnalzenberger et al. 2008). By using these indices, specific insights into the nature of the dissatisfaction can be gained in order to identify appropriate policy implications. In the Demand-Control Model, a work situation is characterized to be a strain when high demands are combined with a low level of control (the focus of this thesis lies on the factor of Control). In the Effort-Reward Imbalance Model, low quality is interpreted as a situation where high effort is not compensated by appropriate rewards (such as wages, esteem, career opportunities and job security). The idea behind the measures of over- and underqualification is that being in a job that does not suit the individual level of qualification might cause dissatisfaction.

In this thesis, I intend to study first of all the impact of quality of work on the probability that people express the wish to retire as soon as possible. Using the same observations and the data from the second wave, I intend to examine the effect of quality of work and the wish to retire on the probability of actually being retired two years later. The effects are determined by estimating probit models for the full sample, as well as for women and men separately.

The results suggest the following conclusions: Overall job satisfaction, as well as the indices Control and Effort-Reward Imbalance, have highly significant and strong effects on the wish to retire. Regarding over- and underqualification, no impact can be determined.

The results concerning actual retirement are less distinct. While the negative effect of the wish to retire is highly significant for the full sample, the impact of overall job satisfaction is only confirmed for men. Women who are overeducated have a lower probability to be retired.

The clear impact of the wish to retire on the actual retirement, as well as the result that the effect of most explanatory variables (sex, education, house hold context, self-employment) point in the same



direction (in a less pronounced way for actual retirement than for the wish to retire), suggests that employees and their wishes have the potential to influence actual retirement.

In order to increase labour market participation of older people, it is vital to gain a better understanding of the reasons for premature retirement. A starting point could be quality of work.

# Lebenslauf

## Persönlich Daten

---

Name Heidemarie Straka  
Geburtsdatum 12.04.1982  
Geburtsort Wien  
Kontakt [heidemarie.straka@gmail.com](mailto:heidemarie.straka@gmail.com)

## Ausbildung

---

10/2009 bis dato **Masterstudium Deutsch als Fremd- und Zweitsprache**, Universität Wien  
10/2002 bis dato **Diplomstudium der Volkswirtschaftslehre**, Universität Wien  
09/2005 bis 07/2006 **Erasmus**, Universidade Nova de Lisboa (Portugal)  
06/2000 **Matura** am Bundesrealgymnasium Stubenbastei, Wien

## Berufliche Erfahrung

---

02/2009 bis 06/2009 **Junior Fellow** am Österreichischen Institut für Wirtschaftsforschung, Wien (WIFO) Forschungsbereich für Arbeitsmarkt, Einkommen und soziale Sicherheit  
12/2007 bis 12/2008 **Stipendiatin** am Institut für Höhere Studien, Wien (IHS)  
Gruppe für Gesundheitsökonomie

## Universitäres Engagement

---

11/2005 bis dato **Aktives Mitglied der Studentinnengruppe VrauWL**  
01/2003 bis 2008 **Aktives Mitglied der Studienrichtungsvertretung VWL**  
10/2005 bis 06/2007 **Gewählte Studienrichtungsvertreterin**