



AKTUARVEREINIGUNG  
ÖSTERREICHS (AVÖ)

# AVÖ 2018-P: Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung

DOKUMENTATION DER PENSIONSTAFEL

Arbeitskreis Rechnungsgrundlagen

Reinhold Kainhofer  
Jonas Hirz, Alexander Schubert

30. August 2018

# Inhaltsverzeichnis

<b>Vorwort und Einleitung</b>	<b>7</b>
Motivation . . . . .	7
Hinweise . . . . .	8
Empfohlene Standardvariante . . . . .	10
Dank . . . . .	11
<b>I Überblick über die Tafel und das Modell</b>	<b>13</b>
<b>1 Allgemeines und Datenbasis der Tafelerstellung</b>	<b>14</b>
1.1 Allgemeines zur Tafel AVÖ 2018-P . . . . .	14
1.1.1 Pensionsversicherungsträger in Österreich . . . . .	15
1.1.2 Basisbestand der Tafel . . . . .	15
1.1.3 Veränderungen im Umfeld und den Daten seit der letzten Pensionstafel . . . . .	16
1.2 Vorliegendes Datenmaterial . . . . .	17
1.3 Altersbestimmung . . . . .	19
<b>2 Die Tafel</b>	<b>20</b>
2.1 Aufbau der Tafel AVÖ 2018-P . . . . .	20
2.2 Notation . . . . .	21
2.3 Berechnung der Generationenwahrscheinlichkeiten . . . . .	22
2.4 Umgang mit Rehabilitationsgeld (seit 1.1.2014) . . . . .	22
2.5 Künftig mögliche Entwicklungen . . . . .	22
2.6 Herausforderungen bei der Tafelerstellung . . . . .	23
2.6.1 Rechtliche Änderungen der Invaliditätspension (Rehageld) . . . . .	24
2.6.2 Zeitabhängigkeit der Partnerwahrscheinlichkeiten im Todesfall $h_x$ . . . . .	25
2.6.3 Geringe Datenbasis für Pensionsbezieher in geringen Altern . . . . .	25

<b>3</b>	<b>Bestimmung der einzelnen Wahrscheinlichkeiten im Überblick</b>	<b>26</b>
3.1	Datenbasis der einzelnen Wahrscheinlichkeiten . . . . .	26
3.2	Schätzer für die einjährige Ausscheide- oder Sterbewahrscheinlichkeit . . . . .	28
3.3	Die Schritte zur Herleitung der einzelnen Wahrscheinlichkeiten . . . . .	28
3.4	Glättung der rohen Übergangswahrscheinlichkeiten . . . . .	34
3.5	Fortsetzung zu hohen Altern . . . . .	35
3.6	Umrechnung der Tafel auf verschiedene Varianten der Altersbestimmung . . . . .	36
<b>4</b>	<b>Das Markov-Modell für die Pensionsversicherung, Formeln</b>	<b>39</b>
4.1	Kurzeinführung in Markov-Modelle . . . . .	39
4.2	Zustände und Übergänge der Pensionsversicherung . . . . .	39
4.2.1	Abhängigkeit der Invalidensterblichkeiten von der Dauer der Invalidität . . . . .	40
4.3	Das Markov-Modell für die Pensionstafel AVÖ 2018-P . . . . .	40
4.3.1	Modellierung der Tafel . . . . .	40
4.3.2	Markov-Modell für den Hauptversicherten . . . . .	41
4.3.3	Markov-Modell für hinterbliebene Partner . . . . .	43
4.3.4	Unterjährige Pensionszahlung . . . . .	43
4.4	Das klassische Berechnungsmodell für Anwartschaften (rekursive Darstellung und Summenformeln) . . . . .	45
4.4.1	Ausscheideordnungen . . . . .	46
4.4.2	Barwerte von sofort beginnenden Zustandsrenten . . . . .	46
4.4.3	Anwartschaften auf Eigenpension . . . . .	48
4.4.4	Anwartschaften auf Witwenpension . . . . .	48
4.5	Formulierung mit Kommutationszahlen . . . . .	49
4.6	Das vollständige Markov-Modell mit Rehabilitationsgeld . . . . .	50
<b>II</b>	<b>Die Herleitung der Tafelkomponenten im Detail</b>	<b>52</b>
<b>5</b>	<b>Aktivensterblichkeiten <math>q_x^a</math>, <math>q_y^a</math> und <math>q_u^a</math></b>	<b>53</b>
5.1	Datenbasis zur Aktivensterblichkeiten . . . . .	53
5.2	Das Problem der Aktivensterblichkeit . . . . .	54
5.3	Herleitung der Aktivensterblichkeit der ASVG-Pflichtversicherten . . . . .	55
5.3.1	Auswirkung der Einführung des Rehabilitationsgeldes auf die Aktivensterblichkeit . . . . .	57
5.3.2	Aktivensterblichkeit ohne Bezieher von Rehabilitationsgeld (Invalidität umfasst Rehabilitationsgeld) . . . . .	57
5.3.3	Übergang zu Alterspensionistensterblichkeit . . . . .	58
5.3.4	Aktivensterblichkeit inklusive Bezieher von Rehabilitationsgeld (Invalidität umfasst nur unbefristete IP) . . . . .	59

5.3.5	Übergang zur Alterspensionistensterblichkeit . . . . .	62
5.4	Vergleiche und Plausibilisierungen . . . . .	63
5.4.1	Aktivensterblichkeit der Pensionskassen . . . . .	63
5.4.2	Vergleich mit den Tafeln AVÖ 2008-P . . . . .	63
5.4.3	Vergleich mit den bildungs- und berufsgruppenspezifischen Sterbetafeln der Statistik Austria . . . . .	64
<b>6</b>	<b>Invalidisierungswahrscheinlichkeiten <math>i_x</math></b>	<b>67</b>
6.1	Vorliegende Datenbasis zu Pensionierungswahrscheinlichkeiten . . . . .	67
6.2	Allgemeiner Zugang zur Invalidisierung . . . . .	69
6.3	Herleitung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten aus der Spezialauswertung des HV zu Pflichtversicherten und Sozialleistungsbeziehern . . . . .	70
6.3.1	Invalidisierungswahrscheinlichkeiten für die Übergangsbestimmung . . . . .	72
6.3.2	Herleitung der $i_x$ nach IP neu aus Aktiven und Reha geldbeziehern bis Alter 50 . . . . .	73
6.3.3	Ausdehnung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten auf Alter über 50 Jahre für unbefristete IP . . . . .	75
6.3.4	Herleitung der $i_x^{RG}$ nach IP und Reha geld bis Alter 50 . . . . .	78
6.3.5	Ausdehnung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten auf Alter über 50 Jahre für IP und Reha geld . . . . .	78
6.3.6	Vergleich der beiden Invalidisierungswahrscheinlichkeiten (nur IP gegen IP+RG) . . . . .	79
6.3.7	Abfall der Invalidisierung knapp vor dem Pensionsalter und Korrektur der Invalidisierung um vorzeitige Alterspension . . . . .	80
6.4	Sterblichkeit und Invalidisierung der Rehabilitationsgeldbezieher . . . . .	82
6.5	Reaktivierung . . . . .	86
6.5.1	Nur unbefristete IP als Invalidität . . . . .	86
6.5.2	Auslaufen der Befristung nach der alten Regelung (Übergangsbestimmung) . . . . .	87
6.5.3	Reha geld und unbefristete IP als Invalidität . . . . .	89
6.6	Auswirkung der Einführung des Rehabilitationsgeldes auf die zuerkannten Pensionen . . . . .	94
6.7	Alterspensionierungswahrscheinlichkeiten der ASVG-Pensionierungstafeln . . . . .	96
6.8	Vergleiche und Plausibilisierungen . . . . .	96
6.8.1	Pensionierungstafeln aller ASVG-Pensionsversicherten . . . . .	96
6.8.2	Invalidisierung aus PVA-Pflichtversicherten und Neuzugängen IP . . . . .	100
6.8.3	Pensionierungen aus Bestandsabfrage der Pensionskassen . . . . .	102
6.9	Vergleiche der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten . . . . .	103
6.9.1	Zeitperiode 2009-2013 vor Einführung des Reha geldes . . . . .	104
6.9.2	Zeitperiode 2014-2017 seit Einführung des Reha geldes . . . . .	104

<b>7</b>	<b>Pensionistensterblichkeiten (Invalide, Alterspensionisten, Witwen/Witwer)</b>	<b>108</b>
7.1	Vorliegende Datenbasis zu Pensionistensterblichkeiten . . . . .	108
7.2	Herleitung der Pensionistensterblichkeiten . . . . .	109
7.2.1	Invaliditätspensionisten nach Erreichen des Regelpensionsalters . . . . .	109
7.2.2	Sterblichkeiten der Invaliditäts-, Alters- und Witwen(r)pensionisten . . . . .	110
7.3	Unterschiede in der Sterblichkeit der befristeten und unbefristeten Invaliditätspensionen .	115
7.4	Vergleiche der Datenquellen (ASVG, Pensionskassen, AVÖ 2008-P) . . . . .	117
<b>8</b>	<b>Gesamtsterblichkeiten</b>	<b>121</b>
8.1	Gesamtsterblichkeit aus der stabilen Verteilung der Tafel . . . . .	122
8.2	Gesamtsterblichkeit hergeleitet mittels Exposures aus den übrigen Übergangswahrscheinlichkeiten . . . . .	124
8.3	Gesamtsterblichkeit hergeleitet aus dem aggregierten Gesamtbestand . . . . .	124
8.4	Vergleiche . . . . .	125
8.4.1	Gesamtsterblichkeit nach den verschiedenen Herleitungsmethoden . . . . .	125
8.4.2	Bestandssterblichkeit der Pensionskassen-Datenabfrage . . . . .	126
8.4.3	Pagler-Tafel AVÖ 2008-P . . . . .	127
<b>9</b>	<b>Hinterbliebenenwahrscheinlichkeiten (<math>h_x</math> und <math>y(x)</math>)</b>	<b>129</b>
9.1	Vorliegende Datenbasis zu Witwenwahrscheinlichkeiten und -sterblichkeiten . . . . .	129
9.2	Herleitung der Partnerwahrscheinlichkeiten im Todeszeitpunkt . . . . .	130
9.2.1	Definition der Partnerwahrscheinlichkeiten im Todeszeitpunkt . . . . .	131
9.2.2	ASVG-Witwen(r)pensionen nur dem Grunde nach . . . . .	131
9.2.3	Formeln der Herleitung . . . . .	132
9.2.4	Zeitperiode zur Herleitung . . . . .	133
9.2.5	Partnerwahrscheinlichkeiten der Pensionistentodesfälle . . . . .	133
9.2.6	Partnerwahrscheinlichkeiten der Aktiventodesfälle . . . . .	134
9.2.7	Partnerwahrscheinlichkeiten gesamt . . . . .	136
9.2.8	Handhabung der ASVG-Witwerpensionen der Höhe 0 . . . . .	137
9.3	Herleitung der mittleren Hinterbliebenenalter . . . . .	139
9.4	Zeitliche Entwicklung der Partnerwahrscheinlichkeiten im Todeszeitpunkt . . . . .	139
9.4.1	Künftige Entwicklung der Partnerwahrscheinlichkeiten der Gesamtbevölkerung (Modellrechnung) . . . . .	141
9.4.2	Zeitliche Entwicklung der PVA-Hinterbliebenenwahrscheinlichkeiten . . . . .	145
9.4.3	Berücksichtigung der zeitlichen Entwicklung in der Tafel AVÖ 2018-P . . . . .	146
9.5	Vergleich: Witwenwahrscheinlichkeiten der österreichischen Gesamtbevölkerung . . . . .	147
9.5.1	Datenbasis . . . . .	147
9.5.2	Konsistenz der ASVG-Daten mit der Gesamtbevölkerung . . . . .	147

9.5.3	Unterschiede in der Partnerwahrscheinlichkeit zwischen österreichischer Gesamtbevölkerung und Todesfällen . . . . .	149
9.5.4	Exkurs: Haben verheiratete Personen eine geringere Sterblichkeit als nicht verheiratete? . . . . .	152
9.6	Vergleiche der Wahrscheinlichkeiten mit anderen Tafeln . . . . .	153
9.7	Anwartschaftsvergleiche mit den Verheiratungswahrscheinlichkeiten im Tod der Tafel AVÖ 2018-P . . . . .	156
<b>10</b>	<b>Zeitliche Entwicklung der Rechnungsgrundlagen (Trend)</b>	<b>160</b>
10.1	Vorliegende Datenbasis . . . . .	160
10.2	Trend der Gesamtbevölkerung . . . . .	160
10.3	Herleitung des Trends der Gesamtbevölkerung . . . . .	162
10.3.1	Die Schritte zur Herleitung des Trends . . . . .	162
10.3.2	Verwendete Schätzmethode . . . . .	162
10.3.3	Modellselektion . . . . .	163
10.3.4	Regularisierungsparameter . . . . .	167
10.4	Trend der ASVG-Pensionistinnen und ASVG-Pensionisten . . . . .	168
10.5	Weitere Beobachtungen . . . . .	169
10.5.1	Lebenserwartung . . . . .	169
10.5.2	Trendabschwächung seit 2008 ja oder nein? . . . . .	169
10.5.3	Vergleich mit Lee-Carter . . . . .	173
<b>III</b>	<b>Vergleiche</b>	<b>174</b>
<b>11</b>	<b>Vergleiche</b>	<b>175</b>
11.1	Grafische Tafelvergleiche mit der Tafel AVÖ 2008-P, den Pensionskassen und der Gesamtbevölkerung . . . . .	175
11.2	Vergleiche der Barwerte und Anwartschaften der Tafeln AVÖ 2018-P und AVÖ 2008-P . . . . .	183
11.2.1	Anwartschaften der Aktiven auf Invaliditäts-, Alters- und Witwenpension . . . . .	183
11.2.2	Barwerte von Invaliditäts- und Alterspensionsbeziehern sowie Anwartschaften auf Witwenpension . . . . .	186
11.2.3	Barwerte von sofort beginnenden Witwenpensionen . . . . .	189
11.2.4	Barwerte von sofort beginnenden Aktivenrenten bis zum Pensionsalter . . . . .	190
<b>IV</b>	<b>Literatur- und Quellenverweise</b>	<b>192</b>
<b>V</b>	<b>Anhänge</b>	<b>196</b>
<b>A</b>	<b>Die Datenbasis im Detail</b>	<b>197</b>
A.1	Daten für Aktivenausscheideordnungen . . . . .	197

A.1.1	PVA-Aktivenauswertung . . . . .	197
A.1.2	Bestandsdaten zu Beziehern von Rehabilitationsgeld . . . . .	200
A.2	Daten für Pensionistensterblichkeiten . . . . .	200
A.2.1	ASVG-Pensionistenbestandsdaten . . . . .	201
A.2.2	Bestandsdaten der Pensionskassen . . . . .	205
<b>B</b>	<b>Auswertung der Pensionskassen-Bestandsabfrage</b>	<b>206</b>
B.1	Datenabfrage . . . . .	206
B.2	Sterblichkeiten der Anwartschaftsberechtigten des Pensionskassenbestandes . . . . .	208
B.3	Eigenpensionistensterblichkeiten des Pensionskassenbestandes . . . . .	209
B.4	Gesamtsterblichkeit des Pensionskassenbestandes . . . . .	211
B.5	Sonstige Ausscheidewahrscheinlichkeiten . . . . .	211
<b>C</b>	<b>PV-Träger im direkten Vergleich</b>	<b>213</b>
C.1	Pensionistensterblichkeiten nach Pensionsart der PV-Träger im Vergleich . . . . .	213
<b>D</b>	<b>Zusatzinformationen zur Trendbestimmung</b>	<b>216</b>
D.1	Schätzwerte . . . . .	216
D.2	MCMC Pseudoprogrammcode . . . . .	218

## VERSIONSHISTORIE

Version-Nr	Änderungen	Person	Datum
1.0	Erstversion	R. Kainhofer, J. Hirz	15. August 2018
1.1	Korrekturen (Aktivensterblichkeit, Grafiken, Rechtschreibfehler)	R. Kainhofer	30. August 2018

## RECHTLICHE HINWEISE:

Diese Dokumentation der Pensionstafel AVÖ 2018-P ist zu Dokumentationszwecken frei verfügbar und soll die Hintergründe und die Anwendung der Tafel beschreiben. Dennoch unterliegt auch diese Dokumentation einem urheberrechtlichen Schutz und darf ohne Zustimmung der Autoren nur unverändert genutzt werden.

Die hier beschriebene Tafel selbst muss sowohl zur kommerziellen als auch zur nicht-kommerziellen oder wissenschaftlichen Verwendung von der ÖFdv GmbH als Tochtergesellschaft der Aktuarvereinigung Österreichs (AVÖ) lizenziert werden.

Dementsprechend dienen sämtliche in dieser Dokumentation abgedruckten Werte nur Dokumentationszwecken und dürfen nicht für andere Zwecke verwendet werden.

# Vorwort und Einleitung

## MOTIVATION

Das gesetzliche Pensionssystem und damit in unmittelbarem Zusammenhang auch private Pensionszusagen sind einem ständigen Wandel unterworfen, der einerseits durch Änderungen des rechtlichen Umfelds und durch politische gewünschte Effekte beeinflusst wird und sich andererseits durch die natürliche Bevölkerungsentwicklung ergibt. Die zur Bewertung von Sozialkapital und Pensionszusagen zur Anwendung gelangenden Rechnungsgrundlagen – sei es im Rahmen von individuellen Pensionszusagen durch Unternehmen oder im Rahmen von kollektiven Pensionsvorsorgen wie etwa Pensionskassen – bedürfen daher auch einer permanenten Beobachtung und einer regelmäßigen Überarbeitung. In Österreich hat sich dabei ein 10-Jahres-Rhythmus eingebürgert. Nach den ersten Pensionstafeln von Ettl und Pagler im Jahr 1989 folgten in den Jahren 1999 und 2008 jeweils die Pensionstafeln AVÖ 1999-P und "AVÖ 2008-P – Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung – Pagler & Pagler".

Aus diesem Grund hat die Aktuarvereinigung Österreichs (AVÖ) im Rahmen des Arbeitskreises Rechnungsgrundlagen nunmehr eine Überarbeitung der Pensionstafeln durchgeführt und die Ergebnisse hier dargestellt. Die Erstellung der Pensionstafel AVÖ 2018-P erfolgte nicht als Überarbeitung der bisherigen Tafeln AVÖ 2008-P, sondern wurde von Grund auf neu aufgesetzt ohne von Annahmen und Voraussetzungen einer bereits bestehenden Tafel auszugehen. Das Ergebnis ist damit eine Tafel, welche die gegenwärtige Situation der gesetzlichen Pensionsversicherung als Basis auch für private Pensionszusagen in Österreich möglichst gut nach den neuesten verfügbaren Daten abbildet. Die Struktur der Tafel ist jedoch jener der Vorgängertafel sehr ähnlich.

Die hier präsentierten und im Detail dokumentierten Pensionstafeln AVÖ 2018-P sind charakterisiert durch zahlreiche von außen vorgegebene Veränderungen:

- Durch die **Einführung des Rehabilitationsgeldes** im Jahr 2014 und dem damit einhergehenden Entfall der befristeten Invaliditätspension mussten die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten überarbeitet und je nach Ausprägung der Invalidenvorsorge in der Pensionszusage **in zweifacher Ausführung** (Invalidität umfasst entweder nur die unbefristete Invaliditätspension oder auch das befristete Rehabilitationsgeld als Leistung der Krankenversicherung) erstellt werden. Nachdem nun vier Jahre seit der Einführung des Reha-geldes vergangen sind, standen erstmals genügend Bestandsdaten zur Verfügung, um die Auswirkungen des Rehabilitationsgeldes auf die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten und die Aktivensterblichkeit untersuchen und die entsprechenden Wahrscheinlichkeiten aus diesen Daten direkt ableiten zu können.
- Der **Zugang zur Invaliditätspension** sowie zur vorzeitigen Alterspension wird politisch gesteuert **zunehmend erschwert**, sodass sich die Zusammensetzung der Bestände der Aktiven, Invaliden- und Alterspensionisten im Lauf der Zeit auch entsprechend verschieben. Diesbezüglich sind etwa ein deutliches Absinken der Invalidisierung zu beobachten sowie ein Entfall der vorzeitigen Alterspensionen vor dem Alter 62. Letzterer Effekt ist allerdings mangels einer stochastischen Modellierung des Antritts einer Alterspension in der vorliegenden Tafel AVÖ 2018-P nicht abgebildet.
- Durch die gesellschaftlichen Veränderungen der letzten Jahrzehnte auf der einen Seite und die Sterblichkeitsverbesserungen bei hohen Altern auf der anderen Seite lässt sich bei den **Hinterblie-**

**benenwahrscheinlichkeiten eine deutliche Veränderung** beobachten, die einen unmittelbaren Einfluss auf die Anwartschaften auf Hinterbliebenenvorsorge hat.

- Die in den letzten Jahrzehnten beobachtete **ständige Verbesserung der Sterblichkeit** hat sich in den letzten zehn Jahren nicht nur **unvermindert hoch** fortgesetzt, sondern vor allem im Altersbereich zwischen 70 und 90 Jahren noch bedeutend verstärkt. In zahlreichen Ländern Europas und weltweit werden zwar in den letzten Jahren bereits Trendabschwächungen in der Steigerung der Lebenserwartung beobachtet, in Österreich ist dies allerdings noch nicht zu beobachten.
- Der in den Daten der Sozialversicherung **beobachtbare Unterschied** der Sterblichkeiten zwischen dem **Angestelltenbestand und dem Mischbestand** aus Angestellten und Arbeitern liegt im Vergleich zur Vorgängertafel AVÖ 2008-P nun deutlich höher. Insbesondere liegt das Niveau des Mischbestands in etwa bei jenem der österreichischen Gesamtbevölkerung, die Angestellten weisen jedoch sowohl in den Daten der Sozialversicherung, als auch in Untersuchungen der Statistik Austria als auch in den Bestandsdaten der Pensionskassen eine stark verringerte Sterblichkeit auf.
- Durch die Bereitstellung von (kumulierten) **Bestandsdaten** ermöglichten die **vier großen Pensionskassen Österreichs** erstmals auch einen unmittelbaren Vergleich mit jenem Bestand, den die Tafeln für die Bewertung in den Pensionskassen eigentlich beschreiben sollen. Trotz der Herleitung der Tafel AVÖ 2018-P aus den Daten der gesetzlichen Pensionsversicherung zeigt der Vergleich der Angestelltentafel mit den aus den Pensionskassenbeständen abgeleiteten Tafeln eine sehr gute Übereinstimmung.

## HINWEISE ZUR ANWENDUNG DER TAFEL

Die Tafel AVÖ 2018-P beschreibt bestmöglich die dem gesetzlichen Pensionssystem nach dem ASVG zugrunde liegenden Übergangswahrscheinlichkeiten, die aktuell beobachtet werden können. Erwartete Entwicklungen, etwa bei der Partnerwahrscheinlichkeit oder der Invalidisierung, wurden entsprechend berücksichtigt.

Insbesondere werden durch diese Pensionstafel die folgenden Komponenten von österreichischen Pensionszusagen abgedeckt:

- **Sterblichkeit** von Aktiven, Invaliditäts-, Alters- und Witwen(r)pensionsbeziehern, inklusive der zeitlichen Entwicklung in Form von Sterblichkeitstrends
- **Invalidisierung** von Aktiven, wahlweise nur in die unbefristete Invaliditätspension nach ASVG oder auch in den (befristeten) Bezug von Rehabilitationsgeld
- **Witwenvorsorge** im kollektiven Modell durch die Partnerwahrscheinlichkeiten im Todeszeitpunkt und das mittlere Hinterbliebenenalter
- **Witwenvorsorge** im Individualmodell durch die Sterblichkeit der Witwen und Witwer

Nicht von der Tafel werden folgende Bereiche abgedeckt und müssen somit vom jeweiligen Gutachter entsprechend individuell berücksichtigt werden:

- **Keine vorzeitige Alterspension** in der Tafel
- **Keine Reaktivierung aus der Invalidität**, insbesondere aus dem befristeten Rehabilitationsgeld
- **Keine Fluktuationswahrscheinlichkeiten** durch Ausscheiden aus dem Unternehmen

Auch wenn diese Bereiche explizit nicht von dieser Tafel umfasst sind, so finden sich in den einzelnen Abschnitten dieser Dokumentation dennoch Hinweise, wie diese Effekte berücksichtigt werden können.

Weitere Details, die bei der Anwendung der Rechnungsgrundlagen AVÖ 2018-P bedacht werden sollten:

- Die Tafel AVÖ 2018-P wird wieder – wie auch die Vorgängertafel AVÖ 2008-P – vornehmlich aus dem **Angestelltenbestand der Pensionsversicherungsanstalt (PVA)** abgeleitet. Zusätzlich werden auch Rechnungsgrundlagen für den Mischbestand aus Angestellten und Arbeitern (nicht jedoch den Selbständigen, Bauern oder Beamten) zur Verfügung gestellt. Im Gegensatz zur Tafel AVÖ 2008-P umfasst die **Mischbestandstafel** nunmehr sämtliche Größen und nicht nur die jene

bis zum Pensionsalter. Für die Anwendung vor allem in den Pensionskassen aber auch bei individuellen Pensionszusagen der Unternehmen wird weiterhin die **Benutzung der Angestellentafel empfohlen**, was nicht zuletzt durch die Bestandsauswertung der Pensionskassen klar plausibilisiert wird.

- Eine Pensionstafel kann nur die gesetzliche Regelung beschreiben, individuelle Pensionszusagen können sich jedoch von den Anspruchsbedingungen teils deutlich von der gesetzlichen Regelung unterscheiden. Insbesondere ist eine Pensionstafel immer nur **im Sinn einer Richttafel** zu verstehen, deren Anwendung auf die jeweilige Zusage **vom Gutachter genau zu hinterfragen** ist und die gegebenenfalls zur korrekten Bewertung **modifiziert werden muss**. Vor allem ist dies der Fall bei der **Invaliditätsvorsorge** und der **Hinterbliebenenvorsorge**. Für erstere wurden die Tafeln bereits in zweifacher Ausführung erstellt, je nachdem, ob auch weiterhin eine befristete Invalidität zu einem Anspruch auf Invaliditätspension nach der entsprechenden Zusage führt oder nicht. Doch selbst dies ist für manche Anwendungsbereiche (z.B. Abfertigungen) nicht ausreichend, da oft der Leistungsanspruch nicht nur an das Vorliegen der Invalidität, sondern auch z.B. an das Ausscheiden der Person aus dem Unternehmen geknüpft ist. Ebenso ist die Partnerwahrscheinlichkeit im Todeszeitpunkt stark davon abhängig, welche Voraussetzungen an den anspruchsberechtigten Hinterbliebenen gesetzt werden. Hier reichen die Definition von der gesetzlichen Definition des Ehegatten inklusive entsprechend notwendiger Ehedauer bis zu sehr formlos meldbaren Lebensgefährten. Entsprechend sind die Partnerwahrscheinlichkeiten jeweils anzupassen.
- Die Tafel wird weiterhin **als geschlechtsspezifische Tafel** für Männer und Frauen getrennt publiziert. Zusätzlich wird eine Unisex-Tafel abgeleitet, die sich aus dem Gesamtbestand der PVA direkt ergibt. Insofern beschreibt die Unisex-Tafel das aktuell in den einzelnen Altersgruppen und Pensionsarten beobachtete Geschlechterverhältnis, das von jenem eines konkreten Unternehmens oder einer speziellen Branche deutlich verschieden sein kann.
- Auch wenn in der Vergangenheit meist für Übergangswahrscheinlichkeiten der Männer das Alter mit  $x$  und jenes der Frauen mit  $y$  bezeichnet wurde, wird in dieser Dokumentation der Einfachheit halber das Alter einer pensionsversicherten Person unabhängig vom Geschlecht mit  $x$  bezeichnet. Lediglich in den wenigen Fällen, in denen explizit auf das Geschlecht hingewiesen werden soll, wird  $x$ ,  $y$  und  $u$  als geschlechtsspezifische Altersbezeichnung herangezogen.
- Bei der Anwendung der Tafel ist die konkrete **Methode der Altersbestimmung** zu beachten. Während die rohen Wahrscheinlichkeiten aufgrund der Datenlage des Hauptverbands mittels der Kalenderjahrmethode (Alter ist Beobachtungsjahr abzüglich Geburtsjahr, was dem versicherungstechnischen Alter zur Mitte des Jahres – also zur Mitte des Beobachtungsintervalls – entspricht) hergeleitet wurde, erfolgte bei der Ableitung des finalen Tafelwerks eine Umrechnung auf das versicherungstechnische Alter (Verschiebung um ein halbes Jahr). Die Tafeln können also nur bei **Verwendung des versicherungstechnischen Alters** direkt angewendet werden. Bei anderen Altersbestimmungsmethoden müssen die Wahrscheinlichkeiten entsprechend umgerechnet werden.
- Die Tafel wurde erstmals **in zwei Invaliditätsausprägungen erstellt**, da zahlreiche Zusagen zwar der gesetzlichen Definition der Invaliditätspension folgen, andere jedoch auch eine befristete Invalidität explizit als Leistungsgrund definieren. Letzteres entspricht der Einbeziehung des RehaGelds in die Invalidität. Ebenso ist diese Definition bei Anwendung der gesetzlichen Übergangsbestimmung für vor dem 1.1.1964 geborene Personen anzuwenden. Die Einbeziehung der Bezieher von Rehabilitationsgeld in die Invalidität beeinflusst nicht nur die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten  $i_{x,t}$ , sondern auch die Aktivensterblichkeit. Für die Invalidenpensionistensterblichkeit wurde jedoch von einer Trennung abgesehen.
- Die Tafel AVÖ 2018-P umfasst bei keiner der beiden Invaliditätsdefinitionen eine Reaktivierung aus der Invalidität zurück in die Aktivität. Während die Reaktivierung aus der (unbefristeten) Invaliditätspension stark untergeordnet ist, kann die Reaktivierung durch Auslaufen der Befristung bei Bezug von Rehabilitationsgeld nicht vernachlässigt werden. Neben der Anwendung eines Markov-Modells, das mittels relativ einfacher Rekursionsgleichungen auf natürliche Weise die Reaktivierung zurück in die Aktivität unterstützt, kann alternativ die Invalidisierungswahrscheinlichkeit modifi-

ziert werden, um die Anwartschaften dadurch zu approximieren.

- In der österreichischen Gesamtbevölkerung wird seit 1980 eine praktisch **unverändert anhaltende Sterblichkeitsverbesserung** beobachtet. Diese Verbesserung liegt einerseits deutlich höher als jene der Vorgängertafel AVÖ 2008-P, andererseits aber auch über dem von der Statistik Austria für die Bevölkerungsprognose angewendeten mittleren Szenarios. Die Tafel AVÖ 2018-P umfasst auch eine sehr langfristige Trendabschwächung.
- Bei den **Partnerwahrscheinlichkeiten im Todeszeitpunkt** wird in den Daten der Gesamtbevölkerung seit 1970 eine deutliche Verschiebung zu höheren Altern beobachtet. Dies ist auch in den Daten der gesetzlichen Pensionsversicherung zu beobachten, jedoch lassen Modellrechnungen erwarten, dass der Großteil dieses Anstiegs der  $h_x$  für hohe Alter bereits erreicht ist und in absehbarer Zeit auch in höheren Altern ein Absinken der Partnerwahrscheinlichkeiten einsetzt. Daher wurde davon abgesehen, trotz der klaren zeitlichen Entwicklung die Partnerwahrscheinlichkeiten  $h_x$  mit einer Zeitabhängigkeit zu versehen.
- Die Tafeln bilden lediglich die biometrischen Größen (Sterblichkeit und Invalidisierung, sowie Partnerwahrscheinlichkeit im Todeszeitpunkt) ab, nicht jedoch ein den jeweiligen gesetzlichen Gegebenheiten folgende vorzeitige Alterspension. Es muss bei der Bewertung jedem Gutachter selbst überlassen bleiben, ein **jeweils geeignetes Pensionsalter zu wählen**, das üblicherweise unter dem gesetzlichen Regelpensionsalter liegen wird. Alternativ könnte im Markov-Modell eine stochastische Modellierung der vorzeitigen Alterspensionierung erfolgen, jedoch ist die künftige Entwicklung stark von politischen Faktoren abhängig.

## EMPFOHLENE STANDARDVARIANTE ZUR ANWENDUNG

Die Tafel AVÖ 2018-P ist zum einen nach Alter und Geschlecht, aber auch nach der Definition der Invalidität graduiert und erlaubt bei der Anwendung aufgrund der oben angeschnittenen Themen relativ große Freiräume. Daher darf eine Pensionstafel nie als eine Black-Box blind auf eine beliebige Pensionszusage angewendet werden. Vielmehr ist – durch den zusätzlichen Freiheitsgrad der Invalidisierung sowie die zeitliche Entwicklung der Partnerwahrscheinlichkeiten und das sich ständig ändernde Umfeld der vorzeitigen Alterspension – heutzutage mehr denn je der einzelne Gutachter aufgerufen, jede Komponente der Pensionstafel individuell zu hinterfragen und gegebenenfalls an die konkrete Pensionszusage anzupassen. Vor allem im Bereich der Witwenvorsorge wird dies im Allgemeinen unabdingbar sein.

Nichtsdestotrotz kann folgende Wahl der Freiheitsgrade der Tafel in vielen Anwendungen als ein geeigneter Startpunkt herangezogen werden:

- Bestand: **Angestellte**
- **Trendabschwächung** laut Tafel ( $\eta = 0,005$ ), linearer Trend ohne Abschwächung (wie bisher) ist als Vereinfachung durchaus auch zulässig
- Verwendung der **Alterspensionistensterblichkeit**  $q_x^p$  auch für Invalidenpensionen **ab dem Pensionsalter**
- Annahme des **statischen Pensionsalters** je nach Zusage von 62 Jahren oder auch 65 Jahre bzw. 60 Jahre bei Frauen, da in der Tafel keine vorzeitige Alterspension modelliert ist.
- **Generation der Hinterbliebenen**: Korrekterweise aus dem Alter der Hinterbliebenen zum (stochastischen) Todeszeitpunkt zu bestimmen. Als Vereinfachung kann jedoch eine mittlere Hinterbliebenengeneration unabhängig vom Alter des Verstorbenen verwendet werden. Dazu kann entweder die Generation der Hinterbliebenen gleich der Generation der pensionsversicherten Person gesetzt werden oder eine statische Altersdifferenz zur Anwendung gelanden (z.B. bei Männern eine um 5-6 Jahre jüngere Witwe und bei Frauen ein um 1 Jahr älterer Witwer)<sup>1</sup>.
- Keine **Reaktivierung**, wenn nur die ASVG-Invaliditätsdefinition benutzt wird (nur Invalidenvorsorge für unbefristete Invalidität), d.h. tabulierte  $i_x$  ohne Modifikation anwenden.

<sup>1</sup>Diese Werte ergeben sich durch Bestimmung der durchschnittlichen Altersdifferenz aus der Angestelltentafel unter Verwendung der Aktiven- bzw. Alterspensionistensterblichkeiten und der Partnerwahrscheinlichkeiten im Todeszeitpunkt

- Gilt auch der (befristete) **Bezug von Rehabilitationsgeld** als Invalidität oder soll die Übergangsbestimmung für vor dem 1.1.1964 geborene Personen zur Anwendung gelangen:
  - Modifikation der tabellierten  $i_{x,t}$  um die Reaktivierung aus dem Rehabilitationsgeld abzudecken (siehe Abschnitt 6.5.3). Dazu ist auch die geeignete Wahl des Pensionsalters von Bedeutung.

## DANK

Die hier dokumentierten Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung wurden basierend auf den Daten der gesetzlichen Pensionsversicherung gemäß den aktuell gültigen rechtlichen Gegebenheiten abgeleitet.

Die entsprechenden Daten wurden dankenswerterweise durch das Sozialministerium, den Hauptverband der Sozialversicherungsträger und die Statistik Austria, sowie durch die vier größten Pensionskassen bereitgestellt. Insbesondere sei dabei **Frau Mag. Obermayr** und **Herrn Prof. Stefanits aus dem Sozialministerium** gedankt, die einerseits mit Hintergrundwissen und -informationen die Daten der Sozialversicherung verständlich machten, vor allem aber sämtliche Datenanfragen innerhalb kürzester Zeit und mit großem persönlichen Engagement ausgewertet und der Aktuarvereinigung zur Erstellung dieser Tafel bereitgestellt haben. Ebenso sei **Herrn Mag. Grillitsch** und **Frau Mag. Schmotzer vom Hauptverband der Sozialversicherungsträger** gedankt für die Durchführung einer Spezialauswertung zu den Aktivenausscheideordnungen sowie für die Bereitstellung zahlreicher bereits bestehender interner Auswertungen. Die Daten der Gesamtbevölkerung und zahlreiche detailliertere Auswertungen der österreichischen Gesamtbevölkerung (z.B. die Hinterbliebenen pro Jahr nach Alter des Verstorbenen und des Hinterbliebenen) wurden von **Herrn Mag. Hanika** von der **Statistik Austria** ebenfalls sehr zuvorkommend und schnell zur Verfügung gestellt.

Die Daten der Pensionskassen als Vergleichswerte zur Plausibilisierung der Sterblichkeitsniveaus wurden dankenswerterweise von den vier größten Pensionskassen Österreichs ausgewertet und dem Arbeitskreis zur Verfügung gestellt:

- APK Pensionskasse (durch DI Beatrix Griesmeier und DI Thomas Grall)
- Bundespensionskasse (durch DI Karin Riegler)
- Valida Pension und Valida Industrie (Dr. Hartwig Sorger und DI Florian Moyzisch)
- VBV Pensionskasse (durch DI Andreas Jaidhauser)

Die Tafeln wurden im Rahmen des Arbeitskreises Rechnungsgrundlagen der Aktuarvereinigung Österreichs (AVÖ) erstellt. Der Großteil der Tafelerstellung sowie die hier dokumentierten weiteren Untersuchungen, Vergleichsrechnungen und Plausibilisierungen wurden von **Dr. Reinhold Kainhofer** durchgeführt. Von **Dr. Jonas Hirz** wurden die Untersuchungen zum Trend und die Bestimmung des verwendeten Bevölkerungstrends mittels des im Rahmen seiner Dissertation an der TU Wien erarbeiteten Markov-Chain-Monte-Carlo-Verfahrens durchgeführt. Von **DI Alexander Schubert** wurde im Rahmen seiner Diplomarbeit im Jahr 2015 an der TU Wien wichtige Vorarbeit geleistet und erste Rohtafeln nach dem damaligen Stand bestimmt, um ein Erstverständnis des potentiellen Änderungsbedarfs und ein Gefühl für die bereitgestellten Daten der Sozialversicherung zu erhalten.

Im Rahmen des Arbeitskreises Rechnungsgrundlagen wurden die Zwischenergebnisse jeweils durchbesprochen und kritisch hinterfragt. Sämtliche Mitglieder des Arbeitskreises zur Erstellung der Pensions-tafel waren dabei sehr engagiert und haben zu sehr fruchtbaren Diskussionen und Untersuchungen beigetragen. Die mit der Pensionstafel befasste Teil des Arbeitskreises umfasste folgende Personen:

- Dr. Anselm Fleischmann
- Guido Christoph Friesacher, M.Sc.
- DI Beatrix Griesmeier
- Dr. Jonas Hirz
- DI Robert Horvath

- DI Andreas Jaidhauser
- Dr. Reinhold Kainhofer
- DI Mario Kasper
- DI Günter Platzer
- DI Karin Riegler
- DI Alexander Schubert
- Dr. Hartwig Sorger

Die Erstellung eines Tafelwerks für die Pensionsversicherung neben einem bereits fordernden Berufsalltag ist eine besondere Herausforderung insbesondere für das Privatleben. Daher sei Frau Mag. Ana Aleksić für die Geduld und das große Verständnis besonders gedankt, das sie während der äußerst intensiven Zeit der Tafelerstellung aufgebracht hat.

## **Teil I**

# **Überblick über die Tafel und das Modell**

# Kapitel 1

## Allgemeines und Datenbasis der Tafelerstellung

### 1.1 ALLGEMEINES ZUR TAFEL AVÖ 2018-P

Die vorliegende Pensionstafel AVÖ 2018-P wurde aus den Daten der gesetzlichen Pensionsversicherung in Österreich abgeleitet und basiert soweit möglich auf Daten der Zeitperiode 2000–2017 (teils auch nur 2009–2017, bzw. 2014–2017 für die Invalidisierung<sup>1</sup>). Sie beschreibt die Übergangswahrscheinlichkeiten nach den aktuell geltenden gesetzlichen Regelungen (ASVG) für folgende Zustände der Pensionsversicherung:

- Aktive
- Bezieher von Invaliditäts- bzw. Berufsunfähigkeitspension (fortan immer kurz als Invaliditätspension oder IP bezeichnet). Je nach Zusage müssen dabei zwei verschiedene Definitionen von Invalidität berücksichtigt werden
  - Ausschließlich unbefristete Invaliditätspension (nach ASVG), nicht jedoch Bezug von Rehabilitationsgeld (Leistung der Krankenversicherung).
  - Unbefristete IP (nach ASVG) und (befristeter) Bezug von Rehabilitationsgeld (kurz RG); Diese Definition ist auch für die Übergangsbestimmung für vor dem 1.1.1964 geborene Personen anzuwenden.
- Bezieher von (regulärer) Alterspension
- Bezieher von Witwenpension

Die Tafel ist vor allem für zwei Anwendungsbereiche konzipiert:

1. Zur **Bewertung von Sozialkapital (Personalrückstellungen)** österreichischer Unternehmen, wobei der jeweilige Gutachter auf die Einzelheiten der jeweiligen Pensionszusage einzugehen hat, die Tafel vor ihrer Anwendung auf Angemessenheit für die Zusage zu kontrollieren hat und sie gegebenenfalls zu modifizieren hat, um die Zusage korrekt bewerten zu können.
2. Zur Anwendung bei **Pensionskassen**, wobei auch hier je nach Ausgestaltung der Zusagen der Pensionskasse (vor allem im Invaliditätsfall, aber auch bei der Hinterbliebenenvorsorge) die Tafel nur als Richttafel gesehen werden kann und gegebenenfalls an die jeweilige Zusage angepasst werden muss.

Die Herleitung erfolgte nach bestmöglicher aktuarieller Sorgfalt und versucht den aktuellen Stand bestmöglich anhand der vorliegenden Daten zu beschreiben. Die vorliegende Dokumentation soll dies einerseits belegen, indem sämtliche Schritte und Annahmen der Herleitung beschrieben und diskutiert

---

<sup>1</sup>Die Einführung des Rehabilitationsgeldes im Jahr 2014 stellt einen derartigen Bruch in der Definition der Invalidität dar, dass die Werte bis 2013 nicht als repräsentativ für die aktuelle gesetzliche Lage angesehen werden können.

sind. Andererseits wurde in jenen Bereichen, in denen eine Herleitung nicht zur Gänze aus den Daten möglich ist, jeweils eine dem aktuariellen Vorsichtsprinzip entsprechende Vorgehensweise gewählt und hier ausführlich dokumentiert.

Die Tafel stellt insofern eine bestmögliche, vorsichtige Beschreibung der Pensionsversicherung nach den aktuellen rechtlichen Gegebenheiten des ASVG dar, setzt jedoch keine expliziten zusätzlichen Sicherheitszuschläge im Sinn einer ersten Ordnung wie bei Versicherungen an.<sup>2</sup>

### 1.1.1 PENSIONSVERSICHERUNGSTRÄGER IN ÖSTERREICH

Die gesetzliche Pensionsversicherung in Österreich wird über die einzelnen Pensionsversicherungsträger durchgeführt, die wiederum im Rahmen des Hauptverbandes der Sozialversicherungsträger koordiniert werden. Es liegen von folgenden vier Trägern der gesetzlichen Pensionsversicherung Daten zu Pensionsbeziehern vor (sortiert nach Größe des Bestands):

- **Pensionsversicherungsanstalt (PVA)**
  - Daten zu Arbeitern
  - Daten zu **Angestellten**
- Sozialversicherungsanstalt der Bauern (SVB)
- Sozialversicherungsanstalt der gewerblichen Wirtschaft (SVA)
- Versicherungsanstalt für Eisenbahnen und Bergbau (VAEB)
  - Daten zu Eisenbahnern
  - Daten zu Bergbau

Keine Daten liegen von der Versicherungsanstalt des österreichischen Notariats als kleinster Pensionsversicherungsträger vor. Ebenso liegen keine Daten zu Beamten vor, da diese formal keine Pension erhalten, sondern einen Ruhegenuss mit besonderen Regelungen.<sup>3</sup>

Weiters sind in den Auswertungen keine Daten der Wohlfahrtsfonds einzelner Berufsgruppen (Ärzte, Steuerberater, etc.) berücksichtigt. Diese Wohlfahrtsfonds sind zwar die Versicherungsträger der Pensions-Zusatzversicherungen dieser Berufsgruppen, werden jedoch als privatrechtliche Unternehmungen außerhalb der gesetzlichen Sozialversicherung geführt.

Die Tafel AVÖ 2018-P wird abgeleitet aus den Angestelltendaten der Pensionsversicherungsanstalt, die Daten sämtlicher anderer Träger dienen nur als Vergleichswert zur Plausibilisierung und Kontrolle.

### 1.1.2 BASISBESTAND DER TAFEL

Auch wenn die Tafel sowohl für den Angestelltenbestand der PVA als auch den gesamten Mischbestand aus Angestellten und Arbeitern der PVA hergeleitet wird, dient der Mischbestand lediglich der Vollständigkeit halber. Für die praktische Anwendung bei neuen Bewertungen wird die Anwendung der Tafel des Angestelltenbestandes empfohlen, der aufgrund der Möglichkeit, Arbeiter freiwillig als Angestellte zu melden, ohnehin bereits in gewissem Sinn einen Mischbestand darstellt.

Die Tafel wird weiters sowohl für Männer als auch für Frauen abgeleitet. Zudem wird erstmals auch eine Unisex-Tafel hergeleitet, die den gesamten PVA-Bestand unabhängig vom Geschlecht darstellt. Allerdings

<sup>2</sup>Da in der Lebensversicherung bereits bei Vertragsbeginn sämtliche garantierten Zahlungen für die gesamte Laufzeit fixiert sind, muss bei der Prämienkalkulation eine Tafel erster Ordnung angewendet werden, die ausreichende Sicherheitszuschläge beinhaltet, damit das Versicherungsunternehmen selbst im Fall von ungünstigen künftigen Abweichungen während der gesamten Vertragslaufzeit ausreichende Prämien vereinnahmt, um die nötigen Rückstellungen zu bilden. Die auf diese Weise zwangsweise zu hohen verrechneten Prämien werden über die Gewinnbeteiligung wieder zum Großteil an die Versicherungsnehmer verursachergerecht zurückerstattet. Da dieser Mechanismus bei Pensionskassen nicht zur Anwendung kommt, können auch die in die Rechnungsgrundlagen eingebauten Sicherheiten nicht dieselben Ausmaße annehmen wie bei Versicherungen. Bei der Bewertung von Sozialkapital ist weiters ohnehin eine realistische Bewertung ohne große Sicherheitsmargen nötig.

<sup>3</sup>Es existiert kein eigener Träger für den Ruhegenuss der Beamten, sondern dies wird von der jeweiligen Dienstbehörde geleistet. Insbesondere können Beamte bei Bedarf wieder reaktiviert werden und wieder eine Berufstätigkeit aufnehmen.

ist bei der Anwendung der Unisex-Tafel entsprechende Vorsicht geboten, da der zu bewertende Bestand ein deutlich unterschiedliches Geschlechterverhältnis aufweisen kann als der PVA-Bestand.

Ist die Zusammensetzung eines geschlechtsunabhängig zu bewertenden Bestandes bekannt und voraussichtlich über die Zeit einigermaßen stabil, so empfiehlt sich anstelle der Anwendung der Unisex-Tafel, die Mischung der geschlechtsspezifischen Tafeln mittels der bekannten Geschlechterverteilung des Bestandes.

### 1.1.3 VERÄNDERUNGEN IM UMFELD UND DEN DATEN SEIT DER LETZTEN PENSIONSTAFEL

Seit der Veröffentlichung der letzten österreichischen Pensionstafel "AVÖ 2008-P – Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung – Pagler & Pagler" [1] sind in den rechtlichen Gegebenheiten und in den Daten der Sozialversicherung deutliche Veränderungen zu beobachten.

- **Allgemeines Sterblichkeitsniveau:** Sowohl im Bereich der Alterspensionisten als auch der Aktiven ist – wie auch in der Gesamtbevölkerung – weiterhin eine starke Sterblichkeitsverbesserung ohne erkennbare Abschwächung zu beobachten, sodass das Niveau der Sterbewahrscheinlichkeiten der Tafel AVÖ 2018-P deutlich unter jenem der Vorgängertafel liegt. Auch die Unterschiede zwischen dem Angestellten- und dem Mischbestand (der meist relativ gut mit der Gesamtbevölkerung übereinstimmt) sind in den aktuellen Daten deutlich größer als in der Vorgängertafel.
- **Zugang zur Alterspension:** Der Zugang zu vorzeitiger Alterspension, aber auch in die Invaliditätspension, wird aktuell von der Politik mit dem Ziel einer Erhöhung des tatsächlichen Pensionsantrittsalters immer weiter erschwert bzw. Möglichkeiten vorzeitiger Alterspension – sofern überhaupt noch vorhanden – durch entsprechende Abschläge unattraktiver zu machen. Dies führt zwar einerseits zu einem steigenden realen Pensionsantrittsalter, jedoch andererseits auch dazu, dass in den Altersbereichen mit höherer Invalidisierungswahrscheinlichkeit entsprechend mehr Personen verbleiben.
- **Reform der Invaliditätspension:** Die Invaliditätspension als zweite große Leistung der Pensionsversicherung neben der Altersvorsorge wurde im Jahr 2014 mit der Einführung des Rehabilitationsgeldes einer großen Veränderung unterzogen. Dabei wurden insbesondere befristete Invaliditätspensionen (als Leistung der Pensionsversicherung) durch das (ebenfalls befristete) Rehabilitationsgeld (als Leistung der Krankenversicherung) abgelöst. Für die Bewertung von Sozialkapital und Pensionskassenzusagen ist damit im Einzelfall zu analysieren, ob die Zusage der neuen ASVG-Regelung entspricht (nur unbefristete Invaliditätspension) oder auch befristete Invalidität umfasst. Zusätzlich zum Entfall der befristeten Invaliditätspensionen ist weiter ein allgemeines Absinken der Zuerkennungswahrscheinlichkeiten der Invaliditätspension (auch im Bereich der Übergangsbestimmung, die nach wie vor dieselben gesetzlichen Regelungen anwendet) zu beobachten. Die ersten zwei Jahre 2014 und 2015 nach Einführung des Rehabilitationsgeldes stellen eine aus den Daten klar ersichtliche Übergangsperiode mit Auslaufen der Befristungen dar, sodass eine Ableitung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten nach der Regelung seit 2014 basierend auf ASVG-Daten erst jetzt möglich ist.
- **Hinterbliebenenvorsorge:** Bei der Hinterbliebenenvorsorge (Witwen und Witwer) sind in der Gesellschaft und damit auch in den Daten vor allem zwei Effekte zu beobachten. Zum einen liegt die Eheschließungsrate deutlich niedriger als in der Vergangenheit bzw. steigt das Alter bei Heirat deutlich an. Damit ist bei geringen Altern sowohl in den Daten der Sozialversicherung als auch in der Gesamtbevölkerung ein starker Rückgang der Partnerwahrscheinlichkeiten im Aktivenalter zu beobachten. Andererseits kommt jedoch bei hohen Altern die Sterblichkeitsverbesserung dadurch zum Tragen, dass immer mehr Ehepartner bis in hohe Alter überleben und daher die Partnerwahrscheinlichkeit (und das Hinterbliebenenalter) für hohe Alter stark ansteigt.

Obwohl die Änderungen im Bereich der Invaliditätspension einen gegenläufigen Effekt haben, haben diese Veränderungen in Summe über weite Altersbereiche einen deutlichen Anstieg der Anwartschaften von Aktiven bzw. der Barwerte von Pensionsbeziehern zur Folge.

## 1.2 VORLIEGENDES DATENMATERIAL

Zur Erstellung der Tafel AVÖ 2018-P standen folgende Daten zur Auswertung und für Vergleiche zur Verfügung. Eine detaillierte Diskussion der einzelnen Datenbasen und deren Hintergründe und Eigenheiten findet sich jeweils bei der Beschreibung der Herleitung der einzelnen Wahrscheinlichkeiten sowie für ausgewählte Datenquellen vertieft in Anhang A.

Grundsätzlich standen Daten von drei großen Personengesamtheiten zur Verfügung:

- ASVG-Pensionsversicherungsdaten: Daten sämtlicher Pensionsversicherungsträger, insbesondere Arbeiter und Angestellte der PVA
- Bevölkerungsdaten Österreichs
- Bestandsdaten der vier größten Pensionskassen in Österreich

Die Erstellung der Tafel basiert soweit möglich auf den ASVG-Daten der Pensionsversicherungsanstalt (PVA) zu Angestellten, an manchen Stellen musste jedoch auch auf Vergleichswerte zur Erstellung zurückgegriffen werden. Für Vergleichsrechnungen und zur Plausibilisierung der resultierenden Wahrscheinlichkeiten wurde sämtliches Datenmaterial herangezogen.

Im Detail standen folgende Werte für die Tafelerstellung zur Verfügung:<sup>4</sup>

### SOZIALVERSICHERUNGSDATEN

#### Pensionsbezieher

- Stand, Neuzugänge und Abgänge durch Tod aller PV-Träger der Alters-, Invaliditäts- und Witwenpensionsbezieher pro Kalenderjahr, 2000–2017 [29]
- Stand und Abgang durch Tod aller PV-Träger der Alters-, Invaliditäts- und Witwenpensionsbezieher pro Kalenderjahr, 2011–2017, Invaliditätspensionisten lebenslang als IP weitergeführt. [30]
- Sonstige Abgänge (Reaktivierung, Wiederverheiratung, etc.) aller PV-Träger der Alters-, Invaliditäts- und Witwenpensionsbezieher pro Kalenderjahr (Projekt PJ), 2000–2017 [31]
- Sonstige Zugänge aller PV-Träger der Alters-, Invaliditäts- und Witwenpensionsbezieher pro Kalenderjahr (Projekt PJ), 2000–2017 [31]
- Stand im Dezember, Zugänge und Abgänge während des Jahres von Beziehern von Rehabilitationsgeld, 2014–2017 [32]
- Zugänge aus Aktiven und deren Todesfälle der Invaliditätspensions- und Reha geldbezieher im Kalenderjahr der Pensionierung (Spezialauswertung zu Aktiven), pro Kalenderjahr, nur Arbeiter und Angestellte, 2008–2017 [33]

#### Aktive

- Stand der aktiven PVA-Angestellten, -Arbeiter und Sozialleistungsempfänger pro Kalenderjahr (Jahresbeginn), 2008–2016 [33]
  - Davon Zugänge zu Invaliditätspension (seit 2014 permanente Invalidität) und zu Reha geld (seit 2014) während des Jahres pro Kalenderjahr, 2008–2016 [33]
  - Davon Todesfälle während des Jahres, unterteilt in Tod nach Aktivität, Tod nach IP- und nach Reha geld-Zuerkennung während des Jahres pro Kalenderjahr, 2008–2016 [33]
- Stand im Dezember, Zugänge und Abgänge während des Jahres von Beziehern von Rehabilitationsgeld, 2014–2017 [32]
- Anzahl der Pflichtversicherten in der Pensionsversicherung pro Monat, PVA und VAEB, 2012–2017 [34]

<sup>4</sup>Sofern nichts gegenteiliges angegeben ist, standen sämtliche Werte nach Alter, Geschlecht und Kalenderjahr getrennt zur Verfügung. Jede Datenquelle wird nur einmal in dem am besten passenden Bereich aufgeführt, auch wenn die Datenquelle auch als Basis oder Referenz für andere Bereiche diente.

- Einjährige Pensionierungswahrscheinlichkeiten des ASVG-Gesamtbestands (Multi-Dekrement-Tafeln der Statistik Austria): Zugangswahrscheinlichkeiten zu Invaliditätspension, vorzeitige und reguläre Alterspension pro Kalenderjahr, 2005–2015 [2, 3, 4, 5]

### **Witwen(r)sterblichkeit**

- Stand aller PV-Träger der Witwenpensionsbezieher pro Kalenderjahr, 2000–2017 [29]
- Neuzugänge aller PV-Träger der Witwenpensionsbezieher pro Kalenderjahr, 2000–2017 [29]
- Abgänge durch Tod aller PV-Träger der Witwenpensionsbezieher pro Kalenderjahr, 2000–2017 [29]
- Sonstige Abgänge (Wiederverheiratung, etc.) aller PV-Träger der Witwenpensionsbezieher pro Kalenderjahr (Projekt PJ), 2000–2017 [31]
- Sonstige Zugänge aller PV-Träger der Witwenpensionsbezieher pro Kalenderjahr, 2000–2017 [31]

### **Partnerwahrscheinlichkeiten im Tod und mittleres Hinterbliebenenalter**

- Anzahl Neuzugänge Witwenpension nach Alter des Verstorbenen pro Kalenderjahr, getrennt in WIP nach Aktiven/Pensionisten/SRG-Beziehern, nur PVA-Arbeiter und -Angestellte, 2000-2017 [35]
- Durchschnittliches Hinterbliebenenalter nach Alter des Verstorbenen pro Kalenderjahr, getrennt in WIP nach Aktiven/Pensionisten/SRG-Beziehern, nur PVA-Arbeiter und -Angestellte, 2000-2017 [35]
- Anzahl Neuzugänge Witwenpension nach Alter des Hinterbliebenen pro Kalenderjahr, getrennt in WIP nach Aktiven/Pensionisten/SRG-Beziehern, nur PVA-Arbeiter und -Angestellte, 2000-2017 [35]
- Anzahl der Witwenbestände 2017, deren Anspruch nur dem Grunde nach besteht [36]
- Gesamtzahl der durch Einmalzahlung abgefundenen Witwenpensionen und der Abfertigungen [6]

## **BEVÖLKERUNGSDATEN DER GESAMTBEVÖLKERUNG ÖSTERREICHS**

### **Sterblichkeit der Gesamtbevölkerung**

- Ausgeglichenere Volkszählungssterbetafeln Österreichs, 1870–2011 [37]
- Jährliche (rohe) Sterbetafeln der österreichischen Gesamtbevölkerung (Statistik Austria), 1947–2016 [37]
- Bevölkerungsstand, Exposure, Tote und Jährliche (rohe) Sterbetafeln der österreichischen Gesamtbevölkerung (Human Mortality Database), 1947–2014 [38]
- Bevölkerungsanzahl und Tote der österreichischen Gesamtbevölkerung, 1947-2016 [39]
- Projektionen der Sterbetafeln bis 2080 [40]

### **Partnerwahrscheinlichkeiten**

- Todesfälle der Gesamtbevölkerung, 1970–2016 [41]
- Anzahl der Witwen nach Alter des Verstorbenen und Alter des hinterbliebenen Partners, 1970 – 2016 [41]
- Gesamtbevölkerung nach Familienstand (ledig, verheiratet, geschieden, verwitwet), Alter in 5-Jahres-Gruppen, Volks- und Registerzählungen 1991, 2001 und 2011 [42]
- Bevölkerungsverteilung nach Familienstand (ledig, verheiratet, verwitwet, geschieden) der Jahre 2011–2015, Abgestimmte Erwerbsstatistik der Statistik Austria [43]

## **PENSIONSKASSENBESTÄNDE [44]**

- Stand Anwartschaftsberechtigte, Eigenpensionsbezieher und Witwenpensionsbezieher pro Alter, Geschlecht und Kalenderjahr, 2010 – 2016
- Davon Abgänge durch Tod aus Anwartschaftsberechtigten, Eigenpensionsbezieher und Witwenpensionsbezieher pro Alter, Geschlecht und Kalenderjahr, 2010 – 2016

- Davon sonstige Abgänge (Pensionierung, Fluktuation, etc.) aus Anwartschaftsberechtigten, Eigenpensionsbezieher und Witwenpensionsbezieher pro Alter, Geschlecht und Kalenderjahr, 2010 – 2016

#### SONSTIGES DATENMATERIAL UND VERGLEICHSTAFELN

- Jahresberichte der Pensionsversicherungsanstalt [6]
- AVÖ 2008-P – Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung – Pagler & Pagler[1]
- Dokumentation zu den Richttafeln DAV 2005-G von Heubeck [7]
- Diplomarbeit von Alexander Schubert zur Erstellung von ASVG-Pensionstafeln [8]
- US-Sterbetafel RP 2014 für Retirement Plans, mit Trend (MP-2014, MP-2015, MP-2016 und MP-2017) [9, 10]
- Dissertation von Jonas Hirz zur Bestimmung von Trendparametern mit Trendabschwächung mittels Markov-Chain Monte Carlo (MCMC) Methoden [11]

## 1.3 ALTERSBESTIMMUNG

Im Allgemeinen benutzen sämtliche Auswertungen der Sozialversicherungsdaten (sowohl durch das BMASGK als auch durch den Hauptverband) die Kalenderjahrmethode. Das Alter ist dabei definiert als die Differenz aus Kalenderjahr der entsprechenden Beobachtung und Geburtsjahr. Dies entspricht dem versicherungsmathematischen Alter zum 1. Juli jedes Jahres.

Auswertungen der Statistik Austria benutzen durchwegs das exakte Alter (taggenau).

Bei Abweichungen von diesen Konventionen wird im Folgenden explizit darauf hingewiesen, wie das Alter bestimmt ist.

Die Tafeln AVÖ 2018-P benutzen zwar für die Herleitung der rohen Wahrscheinlichkeiten ebenfalls die Kalenderjahrmethode zur Bestimmung des anzusetzenden Alters. Die finale Tafel wird jedoch in einem letzten Schritt auf das versicherungstechnische Alter zum Beginn der Beobachtungsperiode umgerechnet (durch Verschiebung um ein halbes Jahr, siehe Abschnitt 3.6).

Wird – etwa für Pensionskassen – die Tafel nach dem taggenauen Alter benötigt, so kann die Umrechnung vom jeweiligen Anwender selbst durchgeführt werden.

# Kapitel 2

## Die Tafel

### 2.1 AUFBAU DER TAFEL AVÖ 2018-P

Die Tafel AVÖ 2018-P besteht aus folgenden Übergangswahrscheinlichkeiten gemäß dem Zustandsdiagramm in Kapitel 3:

- **Aktivensterblichkeit**  $q_x^a$  (mit Trend)
- **Invalidisierung**  $i_x$  (ohne Trend): 3 Wahrscheinlichkeiten (u.U. jeweils auch adaptierte Sterblichkeiten)
  - $i_x$ : nur Invaliditätspension neu (seit 1.1.2004, nur unbefristet)
  - $i_x^{RG}$ : (unbefristete) Invaliditätspension und Bezug von Rehabilitationsgeld gelten als Invalidität
  - $i_x^U$ : Invalidisierungswahrscheinlichkeit nach der Übergangsbestimmung für vor 1.1.1964 geborene Personen, ident zu  $i_x^{RG}$ .
- **Alterspensionistensterblichkeit**  $q_x^p$  (mit Trend): fließender Übergang aus Aktivensterblichkeit
- **Invalidensterblichkeit**  $q_x^i$  (mit Trend)
  - $q^i$  auch nach Pensionsalter deutlich höher als  $q^p$
  - => Verwendung der  $q^p$  führt zu "sicheren" Rückstellungen
- Gesamtsterblichkeit  $q_x^g$ : aus den anderen Sterblichkeiten abgeleitet
  
- **Partnerwahrscheinlichkeiten im Tod**  $h_x$  (**Kollektivmethode**): statische Wahrscheinlichkeiten trotz deutlich beobachteter Zeitkomponente
- **Mittleres Hinterbliebenenalter**  $y(x)$  (**kollektiv**): kein Trend
- **Witwen(r)sterblichkeit**  $q_x^w$  (mit Trend)
  
- **Alterspezifischer Trend**  $\lambda_x$ : Projektion der Wahrscheinlichkeiten ausgehend von Basisjahr 2008, mit optionaler Trendabschwächung.

Die Tafeln selbst umfassen **keine Reaktivierungswahrscheinlichkeiten** aus der Invaliditätspension. Umfasst die Invalidität der jeweiligen Zusage lediglich die unbefristete Invaliditätspension nach dem ASVG, so ist die Reaktivierung sehr gering und kann aus Sicherheitsgründen vernachlässigt werden. Erfolgt jedoch auch bei (befristetem) Bezug von Rehabilitationsgeld eine Invaliditätsleistung, so ist die Reaktivierung durch Auslaufen der Befristung durchaus relevant. In Abschnitt 6.5.3 werden verschiedene Zugänge zur Berücksichtigungen dieser Reaktivierung beschrieben, unter anderem die Modifikation der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten, um die Reaktivierung in den Anwartschaften zu berücksichtigen.

Ebenso ist **keine vorzeitige Alterspension** in den Tafeln abgebildet. Diese unterliegt einem starken politischen Einfluss und muss vom jeweiligen Gutachter entsprechen durch Wahl eines geeigneten Pensionsalter berücksichtigt werden, welches üblicherweise unter dem gesetzlichen Pensionsalter liegen wird.

Sämtliche Übergangswahrscheinlichkeiten sind als Periodentafel des Jahres 2008 als Basisjahr tabelliert, die zeitliche Entwicklung der Sterblichkeiten wird durch die Anwendung einer jährlichen, altersabhängigen Sterblichkeitsverbesserung  $\lambda_x$  modelliert. Im einfachsten Fall wird keine Trendabschwächung angenommen und die Sterblichkeitsverbesserung konstant in die Zukunft angewendet.

Streng genommen sollte wie z.B. bei den Tafeln DAV 2005-G von Heubeck [7] dargestellt die Projektion auf die unabhängigen Ausscheidewahrscheinlichkeiten angewendet werden, die dann in einem weiteren Schritt in abhängige Wahrscheinlichkeiten rückgerechnet werden. Dies ist insbesondere für die Aktivensterblichkeit und die Gesamtsterblichkeit der Fall, da hier mit Tod und Invalidisierung zwei mögliche Ausscheidegründe vorliegen.

Ebenso dürfte, um die Konsistenz des Modells exakt zu wahren, die Gesamtsterblichkeit nicht unabhängig von den anderen Wahrscheinlichkeiten projiziert werden, sondern müsste wie in der Tafel DAV 2005-G von Heubeck [7] nach der Projektion der Aktiven-, Invaliden- und Alterspensionistensterblichkeit aus diesen neu bestimmt werden.

Beide Effekte werden in der Praxis allerdings oft vernachlässigt und die abhängigen Aktiven- und Gesamtsterblichkeiten mit dem Trend zu den abhängigen Generationensterblichkeiten projiziert. Damit sind zwar die resultierenden Wahrscheinlichkeiten nicht mehr zur Gänze konsistent, der dabei auftretende Fehler ist allerdings geringer je kleiner die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten sind. Da die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten im Vergleich zur Tafel AVÖ 2008-P in der vorliegenden Tafel deutlich zurückgegangen sind, wird der Fehler dadurch künftig geringer ausfallen als bei der Bewertung mit der Tafel AVÖ 2008-P.

## 2.2 NOTATION

Um eine einheitliche, jedoch kurze und konzise Notation zu erreichen, werden sämtliche Zustände durch einzelne Buchstaben indiziert:

- $a$  ... Aktivität
- $i$  ... Bezug von Invaliditätspension (bzw. je nach Definition auch Rehabilitationsgeld)
- $p$  ... Bezug von Alterspension
- $e$  ... Bezug einer Eigenpension (Invaliditäts- oder Alterspension)
- $w$  ... Bezug einer Witwenpension

Für die Barwerte und Anwartschaften (Barwerte künftiger, aufgeschobener Leistungen) wird die international übliche Notation angewendet:

Barwerte:  ${}^{(m)}\ddot{a}_{\text{Alter};\text{Dauer}}^{\text{Zustand}} = ({}^{(m)}\ddot{a}_{\text{Alter}}^{\text{Zustand}(\text{Dauer})})$     Anwartschaften:  ${}^{(m)}\ddot{a}_{\text{Alter};\text{Dauer}}^{\text{Zustand},[\text{Zwischenzustand},]\text{Leistung}}$

wobei  $m$  die Anzahl der Zahlungen der Höhe  $\frac{1}{m}$  pro Jahr angibt. Im Fall  $m = 1$  kann das  $({}^{(m)})$  auch entfallen. Bei den Anwartschaften geben die hochgestellten Zustände den aktuellen Zustand der zu bewertenden Zusage an, sowie den Leistungszustand, in dem die künftige Leistung zur Auszahlung kommen wird. Für manche Bewertungen muss auch der Zwischenzustand, aus dem der Leistungszustand erreicht wird, angegeben werden. Beispielsweise bezeichnet  $({}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,i,w})$  die Anwartschaft eines Aktiven auf Witwenpension (Tod in allen Zuständen), jedoch  $({}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,i,w})$  die Anwartschaft eines Aktiven auf Witwenpension, wobei der Tod im Zustand invalid auftrat.

Ist eine Leistungszahlung beschränkt – beispielsweise die Invaliditätspension oder die Aktivität bis zum gesetzlichen Pensionsalter – so wird dies entweder über die Dauer direkt nach dem Alter indiziert oder – sofern dies nicht möglich ist, da mehrere Zustände betroffen sind – durch ein dem Zustand direkt nachgestelltes  $(PA)$ . Beispielsweise bezeichnet  $({}^{(m)}\ddot{a}_{x:PA-x}^i)$  oder äquivalent  $({}^{(m)}\ddot{a}_x^{i(PA)})$  den Barwert einer sofort beginnenden Invaliditätspension bis zum Pensionsalter. Ebenso bezeichnet  $({}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,i(PA)})$  die Anwartschaft eines Aktiven auf Invaliditätspension (die jedoch nur bis zum Erreichen des Pensionsalters zur Auszahlung gelangt).

## 2.3 BERECHNUNG DER GENERATIONENWAHRSCHEINLICHKEITEN

Da die Sterblichkeiten als Periodentafel des Basisjahres  $t_0 = 2008$  tabelliert sind, muss für die Bestimmung der Sterblichkeit einer  $x$ -jährigen Person im Beobachtungsjahr  $t$  der Trend  $\lambda_x$  über eine entsprechende Zeitspanne  $t - t_0$  angewendet werden:

$$q_x(\text{Jahr } t) = q_x(t_0) \cdot \exp(-\lambda_x \cdot G(t - t_0))$$

mit der Funktion

$$G(t) = \frac{1}{\eta} \cdot \arctan(\eta \cdot t),$$

welche im Vergleich zu einer konstanten jährlichen Sterblichkeitsverbesserung eine sehr langfristige Trendabschwächung annimmt. Der Trendabschwächungsparameter  $\eta = 0,005$  beschreibt dabei die Abschwächung, wobei  $\frac{1}{\eta} = 200$  die Jahre angibt, innerhalb derer der Trend sich halbieren wird.

Details zur Ableitung des Trends finden sich im Kapitel 10.

Sofern das benutzte System eine Trendabschwächung nicht zulässt, kann auch die Trendabschwächung außer Acht gelassen werden und  $G(t) = t$  angesetzt werden. Aufgrund der geringen Trendabschwächung werden dadurch die Barwerte und Anwartschaften nur leicht überschätzt.

Für die Bestimmung der Generationensterblichkeiten einer im Jahr  $J$  geborenen Person muss folgende Formel herangezogen werden:

$$q_x^J = q_x(t_0) \cdot \exp\left\{-\lambda_x \cdot \frac{1}{\eta} \cdot \arctan(\eta \cdot (x + J - t_0))\right\} \quad (2.1)$$

## 2.4 UMGANG MIT REHABILITATIONSGELD (SEIT 1.1.2014)

Die größte Neuerung in der Tafel AVÖ 2018-P ist die Behandlung des mit 1.1.2014 eingeführten Rehabilitationsgelds als Ersatz für die im Gegenzug abgeschaffte befristete Invaliditätspension.

Da nicht alle Pensionszusagen oder Pensionskassenverträge die jeweils aktuelle ASVG-Invaliditätspension als Auslöser einer Invaliditätsleistung definieren, sind damit zwei grundlegend unterschiedliche Definitionen von Invalidität für die Bewertung nötig. Wird einerseits rein auf die ASVG-Definition der Invalidität in der gesetzlichen Pensionsversicherung abgestellt, so sind alle Bezieher von Rehabilitationsgeld wie Aktive zu behandeln. Andererseits ist in vielen Zusagen auch eine der alten gesetzlichen Regelung entsprechende Definition inklusive Leistung bei nicht-dauerhafter Invalidität enthalten. Bei dieser Definition ist der Bezug von Rehabilitationsgeld – eventuell unter bestimmten Einschränkungen – als Invalidität zu bewerten. Die Übergangsbestimmung für Personen mit Geburtsjahr vor 1964 ist mit letzterer Definition gleichzusetzen.

Insofern liegt die Tafel in zwei Ausprägungen vor, welche die beiden Definitionen von Invalidität abdecken. Wird ein Bestand bewertet, der rein auf die aktuell geltende ASVG-Vorschriften abzielt, so muss für Person, die vor dem 1.1.1964 geboren sind, die Tafel für die Übergangsbestimmung (befristete und unbefristete Invalidität, was in etwa dem Bezug von Rehageld und unbefristeter Invaliditätspension entspricht) benutzt werden, für Personen mit Geburtsjahr 1964 und jünger wird die Tafel angewendet, die nur die unbefristete Invaliditätspension nach ASVG als Invalidität ansieht.

## 2.5 KÜNFTIG MÖGLICHE ENTWICKLUNGEN

Die Tafel AVÖ 2018-P spiegelt den aktuellen Stand und die aktuelle Erwartung der künftigen Entwicklung der Sterbe- und Invalidisierungswahrscheinlichkeiten für pensionsversicherte Angestellte und Arbeiter

wider. Die zeitliche Entwicklung der Sterblichkeit wird zwar durch die Anwendung eines Trends berücksichtigt, es existieren jedoch zahlreiche weitere Bereiche, in denen nicht ausgeschlossen ist, dass sich die beobachteten Rechnungsgrundlagen in Hinkunft in die eine oder andere Richtung verschieben werden. All die hier aufgeführten Effekte basieren (noch) nicht auf Beobachtungsdaten, sondern auf einer Analyse des aktuellen Umfelds und spiegeln nur eine persönliche Erwartung wider. Ob und in welchem Umfang diese Effekt überhaupt eintreten, soll an dieser Stelle nicht näher erläutert und argumentiert werden. Vielmehr soll dieser Abschnitt als ein Hinweis dienen, dass die vorliegende Tafel AVÖ 2018-P keineswegs eine statische Tafel sein kann, die auch in vielen Jahren noch unverändert angewendet werden kann. Eine genaue Quantifizierung dieser Effekte ist klarerweise aufgrund der Unsicherheit der Prognose in die Zukunft nicht möglich. Allerdings sollen die entsprechenden Wahrscheinlichkeiten in Zukunft genau beobachtet werden, um evt. kurzfristig auf starke Verwerfungen reagieren zu können.

Die möglichen künftigen Entwicklungen sind unter anderem:

- Personen, die in der Vergangenheit als **Beamte** gegolten hätten, werden aufgrund gesetzlicher Änderungen nunmehr großteils als Vertragsbedienstete oder Angestellte geführt und fallen sozialversicherungsrechtlich nicht mehr unter den Beamtenbegriff. Diese Personen erreichen nun in immer größerer Zahl das gesetzliche Pensionsalter und beziehen eine Alterspension. Da von dieser Bevölkerungsgruppe traditionell eine geringere Sterblichkeit angenommen wird, ist damit auch zu erwarten, dass durch den verstärkten Zugang dieser Bevölkerungsgruppe die Pensionistensterblichkeit mit der Zeit leicht sinkt.
- Der Zugang zur Invaliditätspension wird durch den Gesetzgeber und die praktische Durchführung immer mehr erschwert, sodass im Aktiven- und Alterspensionistenbestand immer mehr Personen enthalten sind, die in der Vergangenheit Invalidenpension bezogen hätten. Damit sollte die Sterblichkeit der Aktiven und der Altespensionisten entsprechend je nach Forcierung durch den Gesetzgeber leicht steigen.  
Im Gegenzug gelangen nur mehr gesundheitlich deutlich eingeschränkte Personen in den Genuss einer Invaliditätspension, womit die Sterblichkeit auch der Invalidenpensionsbezieher deutlich ansteigen sollte. Vor allem mit dem Auslaufen der Übergangsbestimmung für das Rehabilitationsgeld gelangen immer weniger Personen mit nur geringer Beeinträchtigung in den Bestand der Invaliditätspensionsbezieher. Daher ist dieser Effekt vor allem bei höheren Altern verstärkt zu erwarten, während bei jüngeren Altern dies bereits durch die Ableitung der  $q_x^i$  aus den Daten seit 2014 berücksichtigt sein sollte. Erste, jedoch nicht abschließende Analysen zu dieser Thematik wurden bereits in Abschnitten 6.6 und 7.3 durchgeführt und beschrieben. Dabei wird zumindest in den beiden bislang vorliegenden Beobachtungsjahren 2016 und 2017 keine auffallend hohe Invalidensterblichkeit beobachtet.
- In zahlreichen Ländern Europas und weltweit wird für die Gesamtbevölkerung bereits eine Abschwächung der jährlichen Sterblichkeitsverbesserung (Trend) beobachtet ([12]). In Österreich ist dieser Effekt zwar noch nicht zu beobachten (seit 1980 praktisch unverändert hoher Trend für Männer und Frauen), jedoch kann man durchaus davon ausgehen, dass in absehbarer Zeit eine entsprechende Trendabschwächung auch in Österreich eintreffen wird. In einem geringen Ausmaß wurde eine solche Trendabschwächung bereits in der Tafel AVÖ 2018-P berücksichtigt, die international beobachteten Werte sind jedoch teils deutlich größer.
- Durch den politisch gewünschten erschwerten Zugang zu vorzeitiger Alterspensionierung werden gesundheitlich bereits beeinträchtigte Personen immer mehr in Richtung Rehabilitationsgeld oder Invaliditätspension statt Alterspension gedrängt oder fallen – bei Nicht-Gewährung – aus der aktiven Erwerbstätigkeit in die Selbstständigkeit oder Arbeitslosigkeit.

## 2.6 HERAUSFORDERUNGEN BEI DER TAFELERSTELLUNG

Bei der Herleitung der Tafel wurden etliche Problembereiche identifiziert, die einerseits seit der letzten Pensionstafel "AVÖ 2008-P – Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung – Pagler & Pagler" – aufgrund rechtlicher, sozialer oder demographischer Veränderungen – einer deutlichen Entwicklung

unterworfen sind und daher eine vertiefte Untersuchung nötig machen oder für die andererseits aus diversen Gründen – etwa aufgrund einer Übergangsbestimmung – noch keine ausreichende Menge an Beobachtungsdaten zur Verfügung steht.

## 2.6.1 RECHTLICHE ÄNDERUNGEN DER INVALIDITÄTSPENSION (REHAGELD)

Durch die Einführung des Rehabilitationsgeldes zum 1.1.2014 entfällt die Möglichkeit, in der gesetzlichen (ASVG) Pensionsversicherung einer befristeten Invaliditätspension. Lediglich unbefristete Invaliditätspensionen können noch zuerkannt werden. Im Gegenzug sind bei einer nicht-dauerhaften Invalidität oder Berufsunfähigkeit nunmehr im Rahmen der Krankenversicherung entweder medizinische Maßnahmen (in Form des befristeten Rehabilitationsgeldes) oder Umschulungsmaßnahmen (Umschulungsgeld) möglich.

Für Personen, die vor dem 1.1.1964 geboren wurden, gilt im Rahmen einer Übergangsbestimmung jedoch noch die alte Regelung mit befristeter Invaliditätspension.

Damit liegen einerseits für die invaliditätstechnisch am relevantesten Altersbereich ab 50 Jahren keine Beobachtungen nach der neuen Regelung vor, sodass die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten bis zum Auslaufen der Übergangsbestimmung aus anderen Quellen abgeleitet werden muss.

Andererseits eröffnen sich damit zwei mögliche Definitionen der Invalidität, die beide potentiell in Zusagen vorkommen (nur unbefristete Invaliditätspension oder auch Bezug von Rehabilitationsgeld als Invalidität). Wird nur die unbefristete Invaliditätspension als Invalidität angesehen (ASVG-Definition), so müssen alle Bezieher von Rehabilitationsgeld als Aktive betrachtet werden, womit die Aktivensterblichkeit deutlich ansteigt. Eine Reaktivierung aus der unbefristeten Invaliditätspension wird nur sehr untergeordnet beobachtet.

Gilt jedoch andererseits der Bezug von Rehabilitationsgeld auch als Invalidität, so ist zwar die Aktivensterblichkeit deutlich niedriger, jedoch steigt im Gegenzug die Invalidisierungswahrscheinlichkeit deutlich an. Weiters ist aufgrund der Ausrichtung als befristete Maßnahme die Reaktivierung durch Auslaufen der Befristung oder Genesung aus dem Bezug von Rehabilitationsgeld signifikant hoch (altersunabhängig ca. 20% pro Jahr). Damit ist auch die Reaktivierung aus dem gesamten Invaliditätszustand bei dieser Invaliditätsdefinition nicht mehr vernachlässigbar.

In der Praxis werden jedoch zahlreiche Zusagen weder exakt der neuen ASVG-Invaliditätsdefinition, noch genau dem Bezug von Rehabilitationsgeld entsprechen. Als Beispiel seit etwa eine Invaliditätsleistung genannt, die zwar auch bei Bezug von Rehabilitationsgeld fällig wird, jedoch nur bei Verlassen des Unternehmens. Solange diese Person also Rehabilitationsgeld bezieht, aber nur z.B. im Krankenstand ist, wird aus der Zusage keine Invaliditätsleistung fällig, sobald aufgrund der Invalidität jedoch das Unternehmen verlassen wird, wird die Leistung fällig. Eine derartige Zusage kann nicht ausschließlich aus den Daten der gesetzlichen Pensionsversicherung unmittelbar bewertet werden, sondern benötigt noch weitere Anpassungen (Ausscheidewahrscheinlichkeiten aus dem Unternehmen) durch den jeweiligen Aktuar bzw. Gutachter.

Gleichzeitig mit der Einführung des Rehabilitationsgeldes wird insgesamt ein deutliches Absinken der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten beobachtet, sowohl wenn man Invaliditätspension und Rehageld der alten (befristeten und unbefristeten) Invaliditätspension vor 2014 gegenüberstellt, als auch im Bereich der Übergangsbestimmung ab dem Alter 50, in dem sich die rechtliche Lage nicht verändert hat.

Das größte Problem im Zusammenhang mit dem Rehabilitationsgeld ist jedoch der kurze Zeithorizont seit seiner Einführung. Es liegen zwar Daten der Jahre 2014–2017 vor, jedoch ist das Jahr 2014 zur Gänze und teilweise auch das Jahr 2015 als Übergangsperiode deutlich verzerrt. Insbesondere finden im Jahr 2014 noch keine Übergänge aus dem Rehageld in die unbefristete Invaliditätspension statt (da noch keine Befristung ausliefen, die zu einer Neu Beurteilung der Invalidität führen), die jedoch mittlerweile etwa die Hälfte der Zugänge der Invaliditätspension ausmachen.

Andererseits ist in den Jahren 2016 und 2017 jedoch bereits der Großteils der ehemals befristeten Invaliditätspensionen ausgelaufen und nunmehr – bei andauernder Invalidität – entweder als (befristetes) Rehabilitationsgeld oder als unbefristete Invaliditätspension weitergewährt worden. Insofern ist in den Jahren 2016 und 2017 die Zusammensetzung der Invaliditätspensionsbezieher bereits relativ stabil.

Aufgrund des geringen Zeithorizonts, der zur Ableitung der Aussagen über die Invalidisierung nach der neuen Regelung zur Verfügung steht, muss diese Invalidisierung auch in den kommenden Jahren weiter beobachtet werden.

## 2.6.2 ZEITABHÄNGIGKEIT DER PARTNERWAHRSCHEINLICHKEITEN IM TODESFALL $h_x$

Während die Pensionstabeln der Vergangenheit für die Partnerwahrscheinlichkeit im Todeszeitpunkt einen statischen Vektor an Wahrscheinlichkeiten angeben, wird in der Gesamtbevölkerung im gesamten verfügbaren Zeithorizont (1970 – 2016) keine deutliche Verschiebung der Partnerwahrscheinlichkeiten zu immer höheren Altern beobachtet. Dabei sinkt – aufgrund gesellschaftlicher Veränderungen – bei Altern unter 70 Jahren die Partnerwahrscheinlichkeit rapide ab, während bei Altern über 70 Jahren die Partnerwahrscheinlichkeit aufgrund der Sterblichkeitsverbesserung drastisch ansteigt.

Dieser Effekt könnte nur durch den Einbau einer Zeitkomponente in die  $h_x$  genau dargestellt werden. Für die Tafel AVÖ 2018-P wurde jedoch davon abgesehen und auch weiterhin eine statische Partnerwahrscheinlichkeit angenommen. Dies wird einerseits durch Modellrechnungen der Gesamtbevölkerung untermauert, die vor allem bei den Männern nur mehr ein geringes Ansteigen der Partnerwahrscheinlichkeiten prognostizieren, und andererseits auch durch die Beobachtung der ASVG-Partnerwahrscheinlichkeiten im Todeszeitpunkt, die zwar etwas höher als jene der Gesamtbevölkerung liegen, jedoch bei den Männern in den letzten 10 Jahren im Gegensatz zur Gesamtbevölkerung nicht weiter angestiegen sind.

## 2.6.3 GERINGE DATENBASIS FÜR PENSIONSBEZIEHER IN GERINGEN ALTERN

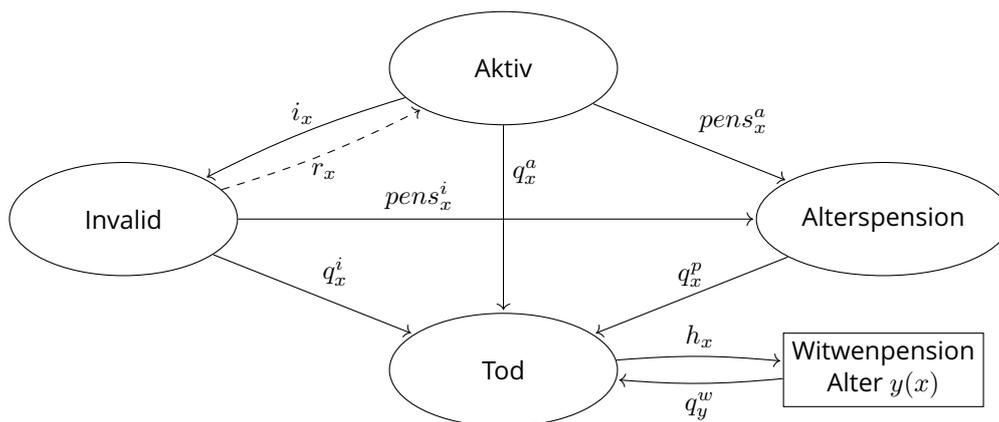
Ein Problem, das auch bereits in der Vergangenheit in derselben Form vorlag, ist die geringe Datenbasis für Pensionsbezieher im Altersbereich bis zum Alter 40 Jahre. Dies betrifft nicht nur die Invaliditätspensionsbezieher, sondern auch und vor allem die Bezieher von Hinterbliebenenpensionen.

Während bei den Invaliditätspensionsbeziehern noch eine ausreichende Anzahl an Todesfällen vorliegt, um zumindest nach Glättung der stark fluktuierenden Rohwahrscheinlichkeiten eine plausible Sterbewahrscheinlichkeit abzuleiten, liegen bei den Beziehern von Witwen- und noch stärker von Witwerpensionen für Alter unter 40 Jahren praktisch keine Todesfälle vor. Daher wird im Sinn der aktuariellen Vorsicht im Altersbereich unter 40 Jahren auf die (deutlich niedrigere) Sterblichkeit der österreichischen Gesamtbevölkerung übergegangen.

## Kapitel 3

# Bestimmung der einzelnen Wahrscheinlichkeiten im Überblick

Das zugrunde liegende Modell der Pensionsversicherung (im Kollektivmodell der Hinterbliebenenvorsorge) weist folgendes Zustandsdiagramm auf:



Das Individualmodell der Witwenvorsorge gestaltet sich ähnlich, jedoch wird statt dem stochastischen Übergang  $h_x$  auf ein mittleres Witwenalter  $y(x)$  ein deterministischer Übergang im Todeszeitpunkt auf die Witwe mit bekanntem Alter  $\tilde{y}$  angesetzt, sofern diese noch am Leben ist.

### 3.1 DATENBASIS DER EINZELNEN WAHRSCHEINLICHKEITEN

Für die einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten werden jeweils folgende Auswertungen zu Grunde gelegt werden. Seitens des AK wird Wert darauf gelegt, für jeden Übergang möglichst zwei Vergleichsgrößen aus unterschiedlichen Quellen zur Verfügung zu haben. Fett markierte Datenbasen sind für die jeweilige Größe als repräsentativ anzusehen und werden für die Ableitung der Tafel unmittelbar herangezogen, die anderen Datenquellen als Vergleichsquellen:

Aktivensterblichkeit $q_x^a$	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>Aktivenausscheideordnungen ASVG</b> [33] und Daten zu <b>Beziehern von Rehabilitationsgeld</b> [32] (Hauptverband)</li> <li>• PK-Bestandsabfrage</li> <li>• Bevölkerungssterblichkeit (Statistik Austria)</li> </ul>
Invalidisierung $i_x$	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>Aktivenausscheideordnungen ASVG</b> [33] und Daten zu <b>Beziehern von Rehabilitationsgeld</b> [32] (Hauptverband)</li> <li>• Zugänge zur Invaliditätspension [29] und Pflichtversicherte der PVA [34]</li> <li>• Pensionierungstafeln (Statistik Austria im Auftrag des Sozialministeriums)</li> </ul>
Reaktivierung $r_x$	<ul style="list-style-type: none"> <li>• nur unbefristete IP: Reaktivierung vernachlässigbar [31], daher nicht inkludiert</li> <li>• Bezug von Rehabilitationsgeld und unbefristete IP / Übergangsbestimmung: <b>Daten zu Beziehern von Rehageld</b> [32] und <b>Reaktivierung durch Auslaufen der Befristung</b> [31].</li> </ul>
Pensionierung $pens_x^a, pens_x^i$	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>Fixes Pensionsantrittsalter</b> (entweder gesetzliches Regelpensionsalter oder je nach Zusage und der Möglichkeit einer vorzeitigen Alterspension vom Gutachter individuell zu wählendes Pensionsantrittsalter)</li> <li>• Pensionierungstafeln (Statistik Austria im Auftrag des Sozialministeriums)</li> </ul>
Invalidensterblichkeit $q_x^i$	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>IP-Pensionistenanzahl und -sterbefälle aus Pensionsstatistik</b> [29] (Sozialministerium)</li> <li>• Aktivenausscheideordnungen ASVG (Hauptverband) für Sterblichkeit im Kalenderjahr der Zuerkennung</li> </ul>
Alterspensionistensterblichkeit $q_x^p$	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>AP-Pensionistenanzahl und -sterbefälle aus Pensionsstatistik</b> [29] (Sozialministerium)</li> <li>• Aktivenausscheideordnungen ASVG (Hauptverband) für Sterblichkeit im Kalenderjahr der Zuerkennung</li> </ul>
Eigenpensionistensterblichkeit (Mischung aus $q_x^i$ und $q_x^p$ )	<ul style="list-style-type: none"> <li>• PK-Bestandsabfrage [44]</li> </ul>
Partnerwahrscheinlichkeit $h_x$	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>Witwenzugänge nach Alter des Verstorbenen</b> [35] sowie Aktivtote aus Pflichtversichertenbestand [34] und Todesfälle der Pensionisten [29]</li> <li>• Witwenzugänge nach Alter Österreich (Statistik Austria) [41]</li> <li>• Ehwahrscheinlichkeit der Gesamtbevölkerung (abgestimmte Erwerbsstatistik, Statistik Austria) [43]</li> </ul>
Witwenalter $y(x)$	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>Pensionsstatistik ASVG</b> [35] (Sozialministerium)</li> <li>• Witwenzugänge nach Alter Österreich (Statistik Austria) [41]</li> </ul>
Witwensterblichkeit $q_x^w$	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>Pensionsstatistik ASVG</b> (Sozialministerium) [29]</li> <li>• PK-Bestandsabfrage [44]</li> <li>• Sterbezahlen nach Familienstand (Statistik Austria) [42]</li> </ul>

## 3.2 SCHÄTZER FÜR DIE EINJÄHRIGE AUSSCHIED- ODER STERBEWAHRSCHEINLICHKEIT

Bei gegebener Exposure  $E_x$  einer Gesamtheit von  $x$ -jährigen Personen im Jahr  $t$  und einer beobachteten Anzahl von  $d_x$  Toten während des Jahres  $t$  daraus, ergibt sich der klassische Schätzer für die Sterbewahrscheinlichkeit  $\hat{q}_x$  durch (vgl. [13]):

$$\hat{q}_x^t = \frac{d_x^t}{E_x^t + d_x^t/2} \approx \frac{d_x^t}{\frac{S_x^t + S_{x+1}^{t+1}}{2} + \frac{d_x^t}{2}} = \frac{d_x^t}{S_x^t + \frac{Z_x^t}{2} - \frac{A_x^t}{2} + \frac{d_x^t}{2}}, \quad (3.1)$$

mit

$E_x^t$	.. Exposure der $x$ -jährigen im Jahr $t$ ,
$d_x^t$	.. Todesfälle der $x$ -jährigen im Jahr $t$ ,
$S_x^t$	.. Bestandsgröße der $x$ -jährigen am Jahresanfang $t$ ,
$Z_x^t$	.. Zugänge zu den $x$ -jährigen während des Jahres $t$ ,
$A_x^t$	.. Abgänge aus allen Gründen der $x$ -jährigen während des Jahres $t$ .

Dieser Schätzer lässt sich (siehe [13]) als klassischer Momentenschätzer mittels der Balducci-Annahme ( ${}_{1-u}q_{x+u} = (1-u)q_x$ ) herleiten. Da sämtliche Größen für die Pensionstafel mittels der Kalenderjahrmethode hergeleitet sind, bezieht sich dieser Schätzer auf alle Personen, die zur Jahresmitte das versicherungstechnische Alter  $x$  haben, also zu Jahresbeginn im Schnitt das versicherungstechnische Alter  $x - \frac{1}{2}$ . Der Schätzer  $\hat{q}_x$  beschreibt also die Wahrscheinlichkeit, dass eine am 1. Jänner im Schnitt versicherungstechnisch  $x - \frac{1}{2}$  Jahre alte Person innerhalb des Kalenderjahres verstirbt. Ausgedrückt durch das bürgerliche (auf ganze Jahre abgerundetes exaktes) Alter ist diese Person am Jahresbeginn genau  $x - 1$  Jahre alt, da der  $x$ -te Geburtstag während des Jahres stattfindet. Je nach der vorgegebenen Altersbestimmung müssen also die Wahrscheinlichkeiten um ein halbes Jahr verschoben werden (siehe Abschnitt 3.6).

Unter anderen Unterjährigkeitsannahmen wären jedoch auch andere Schätzer möglich. So ergibt sich z.B. unter der Annahme einer konstanten Sterberate  $\mu_{x+\frac{1}{2}}$  sowohl als Momenten- als auch als Maximum-Likelihood-Schätzer  $\hat{q}_x = 1 - \exp\left(-\hat{\mu}_{x+\frac{1}{2}}\right) = 1 - \exp\left(-d_x/E_x\right)$ .

Unterschiede in den beiden Schätzern manifestieren sich fast ausschließlich bei relativ hohen  $q_x$ . Im Folgenden soll daher wie in der Vergangenheit bei der Herleitung der Pensionstafeln in Österreich und Deutschland üblich der Schätzer (3.1) zur Anwendung kommen, wobei je nach verfügbarem Datenmaterial entweder die Exposure exakt angesetzt werden kann, über die Jahresanfangs- und -endwerte oder über die Zu- und Abgänge approximiert wird. Letztere Approximationen fußen auf der Annahme, dass die Zu- und Abgänge über das Jahr gleichverteilt sind und daher im Schnitt zur Jahresmitte geschehen.

## 3.3 DIE SCHRITTE ZUR HERLEITUNG DER EINZELNEN WAHRSCHEINLICHKEITEN

### 3.3.1 AKTIVENSTERBLICHKEIT $q_x^a$ UND ALTERSPENSIONISTENSTERBLICHKEIT $q_x^p$

#### REHAGELD UND INVALIDITÄTSPENSION ALS INVALIDITÄT

Die Herleitung basiert auf Beobachtungen der Zeitperiode 2009–2017.

- Datenbasis:
  - Todesfälle und Bestände der Aktiven (Altersbereich 14–67, ohne RG-Bezieher) [33] (Abschnitt 5.3), Verteilung der Sozialleistungsbezieher auf Angestellte und Arbeiter (Abschnitt 5.3.2)
  - Todesfälle und Bestände der Alterspensionisten (Altersbereich 55–99) [29] (Kapitel 7)
- Fließender Übergang zur Alterspensionistensterblichkeit durch Verschmelzung der Aktiven und Alterspensionisten zu einem Datensatz (Abschnitt 5.3.3)
- Glättung mittels Whittaker-Henderson (Altersbereich 14–99) (Abschnitt 3.4)
- Extrapolation bis Alter 120 durch Fit eines Heligman-Pollard Modells (Fitbereich 80–99, linearer Übergang von 80–90) (Abschnitt 3.5)
- Zeitliche Verschiebung auf das Basisjahr 2008 durch den Trend (Kapitel 10)
- Umrechnung von Kalenderjahrmethode (vt. Alter zur Jahresmitte) auf versicherungstechnische Alter zum Beginn des Bewertungsjahres (Abschnitt 3.6)

### NUR UNBEFRISTETE INVALIDITÄTSPENSION ALS INVALIDITÄT

Die Herleitung basiert auf Beobachtungen der Zeitperiode 2014–2017, da der Bruch durch Einführung des Rehageldes dazu führt, dass ab 2014 nach dieser Invaliditätsdefinition auch ehemals befristete Invalide als Aktive zählen und damit die Aktivensterblichkeit deutlich erhöht ist im Vergleich zu den Jahren bis 2013.

- Direkte Ableitung der Sterbewahrscheinlichkeiten im Altersbereich 20–50. Datenbasis:
  - Todesfälle und Bestände der Aktivenauswertung (ohne RG-Bezieher) [33] (Abschnitt 5.3), Verteilung der Sozialleistungsbezieher auf Angestellte und Arbeiter (Abschnitt 5.3.2)
  - Todesfälle und Bestände der Rehageld-Bezieher [32] (Abschnitt 6.4)
- Bestimmung des Anstiegs der Aktivensterblichkeit durch Rehageldbezieher im Altersbereich bis 50 Jahre (Abschnitt 5.3.4)
- Skalierung der Aktiventodesfälle (bei Rehageld und IP als Invalidität) mittels des Faktors für Alter ab 50
- Todesfälle und Bestände der Alterspensionisten (Altersbereich 55–99) [29] (Abschnitt 7)
- Fließender Übergang zur Alterspensionistensterblichkeit durch Verschmelzung der Aktiven und Alterspensionisten zu einem Datensatz (Abschnitt 5.3.3)
- Glättung mittels Whittaker-Henderson (Altersbereich 14–99) (Abschnitt 3.4)
- Extrapolation bis Alter 120 durch Fit eines Heligman-Pollard Modells (Fitbereich 80–99, linearer Übergang von 80–90) (Abschnitt 3.5)
- Zeitliche Verschiebung auf das Basisjahr 2008 durch den Trend (Kapitel 10)
- Ab Alter 65 für Männer und 60 für Frauen erfolgt ein Übergang zur Alterspensionistensterblichkeit bei Rehageld und Invaliditätspension als Invalidität, um im Bereich der Alterspension nur eine einzige Tafel zu erhalten (Abschnitt 5.3.5)
- Umrechnung von Kalenderjahrmethode (vt. Alter zur Jahresmitte) auf versicherungstechnische Alter zum Beginn des Bewertungsjahres (Abschnitt 3.6)

### 3.3.2 INVALIDISIERUNGSAHSCHWEINLICHKEITEN $i_x$

Durch den Entfall der befristeten Invaliditätspension in der Pensionsversicherung und der Einführung des (befristeten) Rehabilitationsgeldes und Umschulungsgeldes im Jahr 2014 fand zu diesem Zeitpunkt ein deutlicher Bruch in den Invalidisierungswahrscheinlichkeiten statt, selbst wenn man nur unbefristete Invaliditätspensionen betrachtet (Abschnitte 6.6 und 6.3.1). Insofern können Daten vor 2014 nicht als repräsentativ für die aktuelle und zukünftige Situation herangezogen werden. Als Zeithorizont stehen daher nur die Jahre 2014–2017 zur Verfügung. Eine zeitliche Komponente (Trend) wird für die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten nicht angesetzt.

Die Invalidisierung ist zudem in zwei unterschiedlichen Varianten verfügbar, je nachdem ob das (befristete) Rehabilitationsgeld in der jeweiligen Zusage als Auslöser einer Invaliditätsleistung definiert ist oder nicht.

Für die Übergangsbestimmung (Abschnitt 6.3.1) für vor dem 1.1.1964 geborene Personen ist dabei die Invaliditätsdefinition inklusive Bezug von Rehabilitationsgeld heranzuziehen.

Für die Ableitung bedeutet die Übergangsbestimmung jedoch, dass für Alter ab 50 Jahren keine Daten zu den ausschließlich unbefristeten Invaliditätspensionen nach der neuen Regelung vorliegen.

## NUR UNBEFRISTETE INVALIDITÄTSPENSION ALS INVALIDITÄT

In diesem Fall zählen Bezieher von Rehabilitationsgeld (obwohl nicht aktiv erwerbstätig) zur Gesamtheit der Aktiven, die im Invalidisierungsfall in den Bezug von unbefristeter Invaliditätspension gelangen können. Damit müssen die Bestandsdaten der Aktiven und der Bezieher von Rehabilitationsgeld kumuliert betrachtet werden.

- Datenbasis:
  - Aktivenbestand (Angestellte, Arbeiter und Sozialleistungsbezieher) zum Jahresbeginn und (unbefristete) IP-Zuerkennungen dieses Bestandes pro Kalenderjahr 2014–2017 [33] (Anhang A.1.1)
    - \* werden im Verhältnis auf Angestellte und werden im Verhältnis auf Angestellte und Arbeiter aufgeteilt (Abschnitt A.1.1)
  - Stand und Abgänge in die IP der Rehageldbezieher, 2014–2017 [32] (Abschnitt 6.4)
- Aggregation der Stände und Invalidisierungen der Aktiven und Rehageldbezieher zum relevanten Aktivenbestand (Abschnitt 6.3.2)
- Ableitung von rohen Invalidisierungswahrscheinlichkeiten (bis Alter 50) (Abschnitt 6.3.2)
- Ausdehnung auf Alter über 50 durch Niveauverschiebung (auf 34% bzw. 38%; hergeleitet aus Altersbereich 35–50 Jahre) der Invalidisierung vor 2014 (Abschnitt 6.3.3)
- Korrektur der rohen Invalidisierungswahrscheinlichkeit ab Alter 55 um die beobachtete Frührentierungswahrscheinlichkeit (Abschnitt 6.3.7)<sup>1</sup>
- Glättung mittels Whittaker-Henderson (Altersbereich bis 63 Jahre bei den Männern und bis 59 Jahre bei Frauen) (Abschnitt 3.4)
- Extrapolation (mit leichter Abschwächung) bis Alter 70 mittels der bei der Glättung mit Whittaker-Henderson herangezogenen Funktion (Abschnitt 6.3.7)
- Umrechnung von Kalenderjahrmethode (vt. Alter zur Jahresmitte) auf versicherungstechnische Alter zum Beginn des Bewertungsjahres (Abschnitt 3.6)

## REHAGELD UND INVALIDITÄTSPENSION ALS INVALIDITÄT

In diesem Fall zählen die Bezieher von Rehabilitationsgeld als Invalide, sodass die Aktiven genau mit der Aktivenauswertung des Hauptverbands [33] kongruieren. Aufgrund des Bruchs um das Jahr 2014 (Abschnitt 6.6) kann auch in diesem Fall nur auf die Daten seit 2014 zurückgegriffen werden.

- Datenbasis: Aktivenbestand (Angestellte, Arbeiter und Sozialleistungsbezieher) zum Jahresbeginn und (unbefristete) IP-Zuerkennungen sowie Rehageld-Zuerkennungen dieses Bestandes pro Kalenderjahr 2014–2017 [33] (Anhang A.1.1)
  - werden im Verhältnis auf Angestellte und werden im Verhältnis auf Angestellte und Arbeiter aufgeteilt (Abschnitt A.1.1)
- Direkte Ableitung von rohen Invalidisierungswahrscheinlichkeiten (bis Alter 50) (Abschnitt 6.3.4)
- Direkte Ableitung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten ab Alter 50 (IP umfasst auch befristete Zuerkennungen) aus der Aktivenauswertung [33] (Abschnitt 6.3.5)
- Korrektur der rohen Invalidisierungswahrscheinlichkeit ab Alter 55 um die beobachtete Frührentierungswahrscheinlichkeit (Abschnitt 6.3.7)

<sup>1</sup>Da in der vorliegenden Pensionstafel die vorzeitige Alterspension nicht modelliert wird, die beobachtete Invalidisierungswahrscheinlichkeit jedoch eine im versicherungstechnischen Sprachgebrauch davon abhängige Wahrscheinlichkeit ist, muss diese Abhängigkeit von der nicht modellierten vorzeitigen Alterspension korrigiert werden. Dabei werden die Invalidisierungsfälle nicht auf den gesamten Aktivenbestand gerechnet, sondern bedingt auf jenen Teilbestand, der keine vorzeitige Alterspension in Anspruch nimmt. Die Invalidisierung und die Aktivensterblichkeit sind nach wie vor abhängige Wahrscheinlichkeiten.

- Glättung mittels Whittaker-Henderson (Altersbereich bis 63 Jahre bei den Männern und bis 59 Jahre bei Frauen) (Abschnitt 3.4)
- Extrapolation (mit leichter Abschwächung) bis Alter 70 mittels der bei der Glättung mit Whittaker-Henderson herangezogenen Funktion (Abschnitt 6.3.7)
- Umrechnung von Kalenderjahrmethode (vt. Alter zur Jahresmitte) auf versicherungstechnische Alter zum Beginn des Bewertungsjahres (Abschnitt 3.6)

### REAKTIVIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN $r_x$

In der Tafel AVÖ 2018-P wird keine Reaktivierung aus der unbefristeten Invaliditätspension angesetzt (vgl. Abschnitt 6.5.1). Die Reaktivierung durch Auslaufen des befristeten Rehabilitationsgelds im Fall, dass Invaliditätspension und Rehabilitationsgeld als Invalidität definiert sind, wird in Abschnitt 6.5.3 bestimmt und mehrere Möglichkeiten zur Berücksichtigung der Reaktivierungswahrscheinlichkeiten angegeben.

Die Reaktivierungswahrscheinlichkeiten basieren auf den Daten von 2014–2017, vornehmlich auf [32] in Verbindung mit [31].

#### Reaktivierung der Bezieher von Rehabilitationsgeld:

- Direkte Ableitung der Reaktivierung der Bezieher von Rehageld für Alter 20–50 aus [32] (Abschnitte 6.4 und 6.5.3)
- Festlegung einer altersunabhängigen Reaktivierungswahrscheinlichkeit von 20% pro Jahr für Bezieher von Rehabilitationsgeld für alle Geschlechter und Bestände (Abschnitt 6.5.3)

#### Reaktivierung durch Auslaufen des Rehagelds für Bezieher von unbefristeter IP und Rehageld:

- Aggregation der Bestands- und Abgangszahlen durch Reaktivierung und Befristung der Bezieher von Invaliditätspension ([31]) und Rehageld ([32]) der Jahre 2016–2017 (Abschnitt 6.5.3)
- Glättung (für Alter 22–52) und Extrapolation (auf Alter 14–70 Jahre) der rohen Reaktivierungswahrscheinlichkeiten mittels Whittaker-Henderson ( $\lambda = 1, d = 2$ ) (Abschnitt 3.4)

#### Berücksichtigung der Reaktivierung durch Modifikation der $i_x$ :

- Bestimmung der Reaktivierungswahrscheinlichkeit von 20% der Bezieher von Rehageld (s.o.)
- Berechnung der Barwerte von Invaliditätspensionen mit um Reaktivierung erhöhter Ausscheidewahrscheinlichkeiten
- Bestimmung des Skalierungsfaktors als das Verhältnis der Barwerte mit und ohne Reaktivierung (Abschnitt 6.5.3)
- Die Anwendung des (vom Pensionsalter abhängigen) Skalierungsfaktors zur Modifikation der  $i_x$  muss dem Anwender nach Wahl des Pensionsalters überlassen bleiben. Eine mögliche Anleitung dazu findet sich in Abschnitt 6.5.3.

### 3.3.3 PENSIONIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN $pens_x^a$ UND $pens_x^i$

In der Tafel AVÖ 2018-P wird **keine vorzeitige Alterspension modelliert** oder in die anderen Wahrscheinlichkeiten durch eine Korrektur eingebaut. Insbesondere beschreiben die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten die tatsächliche Invalidisierung nach dem ASVG mit dem zusätzlichen Entfall des Abfalls der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten vor dem Pensionsalter, um den Ersatz der Invaliditätspension durch Alterspensionsbezug (der üblicherweise höher ist und daher im Invaliditätsfall eher angenommen wird) zu kompensieren. Die vorzeitig mögliche Alterspensionierung mit ausreichend vielen Versicherungsmonaten ab dem Alter 62 (gegen entsprechende Abschläge) der noch gesunden Angestellten (bzw. des Mischbestandes) ist jedoch nicht in die  $i_x$  vor dem Pensionsalter eingebaut. Es muss daher jedem Aktuar und jedem Gutachter selbst überlassen bleiben, ein für die jeweilige Pensionszusage bzw. den jeweiligen Pensionskassenvertrag passendes Pensionsalter zu wählen und die vorzeitige Alterspension damit abzudecken.

Alternativ wäre die Anwendung eines vollen Markovmodells (siehe Abschnitt 4.6) mit stochastischer Pensionierungswahrscheinlichkeit auch relativ einfach möglich. Als stochastische Alterspensionierungswahrscheinlichkeiten können dabei die in den Jahren 2014–2015 beobachteten Pensionierungstafeln [4, 5] des ASVG-Gesamtbestands herangezogen werden, die von der Statistik Austria im Auftrag des Sozialministeriums hergeleitet wurden. Vor allem die Pensionierungswahrscheinlichkeit der Frauen muss dabei jedoch für die Zukunft aufgrund des steigenden gesetzlichen Pensionsalters entsprechend modifiziert werden, da die beobachteten Pensionierungstafeln lediglich die rechtliche Lage in den Jahren 2014–2015 darstellen können.

### 3.3.4 INVALIDENSTERBLICHKEIT $q_x^i$

Die Herleitung erfolgt zur Gänze aus den Daten der Pensionsstatistik [29] und [30] des Hauptverbands der Sozialversicherungsträger. Als Zeitperiode fungieren die Jahre 2000–2017 (Zentraljahr 2008,5).

- Stände, Zugänge und Abgänge durch Tod der PVA-Bestände der Jahre 2000–2017 aus [30], Alter 6–99 (Abschnitt 7.2.2)
- Glättung mittels Whittaker-Henderson (Altersbereich 6–99), Parameter  $\lambda = 1/5$ ,  $d = 2$  (Abschnitt 3.4)
- Fit eines Thiele-Modells and die Altersbereich 20–40, daraus Fortsetzung auf die Alter unter 20 Jahre (zu wenige Beobachtungsdaten)
- Extrapolation bis Alter 120 durch Fit eines Heligman-Pollard Modells (Fitbereich 75–99, linearer Übergang von 80–90) (Abschnitt 3.5)
- Zeitliche Verschiebung auf das Basisjahr 2008 durch den Trend (Kapitel 10)
- Umrechnung von Kalenderjahrmethode (vt. Alter zur Jahresmitte) auf versicherungstechnische Alter zum Beginn des Bewertungsjahres (Abschnitt 3.6)

### 3.3.5 ALTERSPENSIONISTENSTERBLICHKEIT $q_x^p$

Die Sterblichkeit der Alterspensionisten wird gemeinsam mit der Aktivensterblichkeit hergeleitet (siehe oben). Auch wenn die Aktivensterblichkeit sich entsprechend den beiden Definitionen der Invalidität aufgrund der Bezieher von Rehabilitationsgeld deutlich unterscheidet, soll hier darauf hingewiesen werden, dass die Alterspensionistensterblichkeit für beide Tafeln ident ist.

### 3.3.6 PARTNERWAHRSCHEINLICHKEIT IM TODESZEITPUNKT $h_x$

Die Partnerwahrscheinlichkeit im Todeszeitpunkt muss zweigeteilt hergeleitet werden, einerseits durch die Hinterbliebenen nach Aktiventoten und andererseits nach Pensionistentodesfällen. Zu letzteren sind sämtliche Daten vorhanden, erstere müssen aus den Beständen der beitragspflichtigen Personen approximiert werden. Da die  $h_x$  eine starke zeitliche Komponente aufweisen, werden als Zeitperiode zur Ableitung nur die Jahre 2012–2017 herangezogen.

- Partnerwahrscheinlichkeiten der Pensionistentodesfälle (Abschnitt 9.2.5)
  - Anzahl der Witwenpensionszuerkennungen aus Pensionistentodesfällen aus Witwendaten der Pensionsstatistik [35]
  - Anzahl der Pensionistentodesfälle aus der Pensionsstatistik [29]
- Partnerwahrscheinlichkeiten der Aktiventoten (Abschnitt 9.2.6)
  - Anzahl der Witwenpensionszuerkennungen aus Aktiventodesfällen aus Witwendaten der Pensionsstatistik [35]
  - Anzahl der Pflichtversicherten (Beitragspflichtigen) der PVA aus [34]
  - Berücksichtigung der Sozialleistungsempfänger und Leistungsberechtigte aus anderen Pensionsversicherungsanstalten durch pauschalen Faktor, der aus der Aktivenauswertung [33] abgeleitet ist (Abschnitt 9.2.6)

- Bestimmung der Aktivtoten durch Anwendung der Aktivensterblichkeit (Kapitel 5) darauf
- Aggregation der Anzahl der Aktivtoten und Pensionistodesfällen, sowie der Witwenzugängen nach Aktiven- und nach Pensionistodesfällen (Abschnitt 9.2.7)
- Glättung mittels Whittaker-Henderson (Altersbereich 25–99), Parameter  $\lambda = 2$ ,  $d = 2$  (Abschnitt 3.4)
- Aufskalierung der  $h_y$  von 60% auf 100%, um das Niveau der Gesamtbevölkerung zu erreichen und die Hinterbliebenen ohne Anspruch auf Witwenpension (bzw. auf WIP der Höhe 0) zu berücksichtigen (Abschnitt 9.2.8)
- Extrapolation mittels Exponentialfunktion von Alter 99 bis 120 und von Alter 30 bis 14
- Mischung der  $h_x$  und  $h_y$  zur Unisex-Partnerwahrscheinlichkeit  $h_u$  im Todeszeitpunkt mittels der zugrundeliegenden Exposures (durch Aufskalierung nicht beeinträchtigt)
- Umrechnung von Kalenderjahrmethode (vt. Alter zur Jahresmitte) auf versicherungstechnische Alter zum Beginn des Bewertungsjahres (Abschnitt 3.6)

### 3.3.7 DURCHSCHNITTLICHES ALTER DES HINTERBLIEBENEN PARTNERS $y(x)$

Herleitung direkt aus den Daten der Pensionsstatistik [35], welche pro Jahr und Alter des Verstorbenen bereits das mittlere Hinterbliebenenalter enthalten. Zeitperiode ist 2000–2017 (Zentraljahr 2008,5).

- Aggregation des mittleren Hinterbliebenenalters aller Jahre der Zeitperiode aus [35] zu den rohen mittleren Partnerwahrscheinlichkeiten im Todeszeitpunkt (Abschnitt 9.3).
- Ausschluss einzelner Ausreißer bei Altern 20 und über 100 Jahren (vgl. Abschnitt 9.3)
- Glättung (Altersbereich 20–99) und Extrapolation (bis 120 Jahr) mittels Whittaker-Henderson, Parameter  $\lambda = 1/10$ ,  $d = 2$  (Abschnitt 3.4)
- Umrechnung von Kalenderjahrmethode (vt. Alter zur Jahresmitte) auf versicherungstechnische Alter zum Beginn des Bewertungsjahres (Abschnitt 3.6)
- Runden der mittleren Witwenalter auf ganze Jahre.

### 3.3.8 WITWENSTERBLICHKEIT $q_y^w$

Die Herleitung erfolgt zur Gänze aus den Daten der Pensionsstatistik [29] des Hauptverbands der Sozialversicherungsträger mit einem Übergang auf die Bevölkerungssterblichkeit für geringe Alter. Als Zeitperiode fungieren die Jahre 2000–2017 (Zentraljahr 2008,5).

- Stände, Zugänge und Abgänge durch Tod der PVA-Bestände der Jahre 2000–2017 aus [30], Alter 6–99 (Abschnitt 7.2.2)
- Glättung mittels Whittaker-Henderson (Altersbereich 6–99), Parameter  $\lambda = 1/2$ ,  $d = 2$  (Abschnitt 3.4)
- Glatte Übergang im Altersbereich 36–46 auf die Gesamtbevölkerungssterblichkeit für Alter bis 45 Jahre (Abschnitt 7.2.2); Gesamtbevölkerungssterblichkeit aus einer Lee-Carter-Zerlegung der Daten der Statistik Austria [39] im Zeitbereich 1980–2016
- Extrapolation bis Alter 120 durch Fit eines Heligman-Pollard Modells (Fitbereich 75–99, linearer Übergang von 80–90) (Abschnitt 3.5)
- Zeitliche Verschiebung auf das Basisjahr 2008 durch den Trend (Kapitel 10)
- Umrechnung von Kalenderjahrmethode (vt. Alter zur Jahresmitte) auf versicherungstechnische Alter zum Beginn des Bewertungsjahres (Abschnitt 3.6)

### 3.3.9 ZEITLICHE ENTWICKLUNG DER RECHNUNGSGRUNDLAGEN (TREND / PROGNOSEFAKTOREN)

Der Trend der Sterbewahrscheinlichkeiten, also die zeitliche Entwicklung der  $q_x$  in die Zukunft, wird aus den Daten der österreichischen Gesamtbevölkerung von 1947–2017 abgeleitet, wobei die Zeitperiode

1980–2017 für die Bestimmung des Trends der Tafel AVÖ 2018-P zugrunde gelegt wird.

Folgende Schritte werden zur Herleitung des Trends verwendet (für Details zu sämtlichen Schritten siehe Kapitel 10):

- Aufbereiten der Exposures und Sterbedaten der österreichischen Gesamtbevölkerung von Statistik Austria
- Berechnung der Startwerte via ungeglätteter MCMC-Schätzung, d.h.  $\pi(\alpha, \beta) = 0$
- Modellauswahl: Insbesondere Zeitfenster, Trendreduktion und Regularisierungsparameter
- MCMC-Parameterschätzung, inklusive Regularisierung via A-priori-Verteilungen
- Finale Glättung der Parameter und Extrapolation für hohe Alter
- Umrechnung auf die Altersbestimmung nach versicherungstechnischem Alter

### 3.4 GLÄTTUNG DER ROHEN ÜBERGANGSWAHRSCHEINLICHKEITEN

Um aus den rohen Beobachtungsdaten geglättete Tafeln zu erzeugen, existieren zahlreiche Interpolations- und Glättungsverfahren. Diese umfassen zum einen explizite eindimensionale Glättungsmethoden wie die Whittaker-Henderson-Methode oder ein- oder zweidimensionale P-Spline-Verfahren. Alternativ ist z.B. in der Lee-Carter-Methode und dessen Abwandlungen implizit eine Glättung enthalten, indem nur die erste Komponente der Singulärwertzerlegung zur Approximation der Sterbefläche herangezogen wird.

Für die Herleitung der Tafel AVÖ 2018-P wird jedoch immer auf die Whittaker-Henderson-Methode (beschrieben z.B. in [14, Abschnitt 3.2.2.3]) zurückgegriffen, da diese einerseits für Sterblichkeitsuntersuchungen gut etabliert ist, auch für die Interpolation von fehlenden Werten oder die Extrapolation über die vorliegenden Altersbereiche hinweg angewendet werden kann [15] und zudem die einzelnen Datenpunkte für die Ausgleichung entsprechend gewichtet werden können (üblicherweise mit der jeweiligen Exposure, sofern diese verfügbar ist).

Andere Methoden wie etwa die Lee-Carter-Methode sind insofern nicht direkt anwendbar, da z.B. für die Invalidisierung die zugrundeliegende Datenbasis aus verschiedenen Quellen zusammengefügt werden musste und teils nur durch Umskalierung aus anderen Zeitperioden Daten zur Verfügung stehen. Damit können keine zugrundeliegenden Matrizen aus den  $d_x$  und  $E_x$  für die Methode bereitgestellt werden, die eine ausreichende Konsistenz aller Altersbereiche aufweisen.

Die Whittaker-Henderson-Methode geht von einem eindimensionalen Vektor  $q_i$  aus Rohdaten der Länge  $n$  aus, der zu einem Vektor  $\hat{q}_i$  geglättet werden soll. Dies geschieht mit wählbaren Gewichten  $w_i$ , indem der Ausdruck

$$M = \sum_i^n w_i (q_i - \hat{q}_i)^2 + \lambda \sum_i^{n-z} (\Delta^z \hat{q}_i)^2 \quad (3.2)$$

minimiert wird, wobei der Parameter  $z$  die Glätte der resultierenden Funktion bestimmt. Üblicherweise wird  $z = 2$  oder  $z = 3$  gewählt. Der erste Term fordert, dass der geglättete Vektor möglichst gut mit den Rohdaten übereinstimmt, während der zweite Term als Regularitätsmaß Schwankungen in den geglätteten Werten bestraft und so die Glätte bestimmt. Der Parameter  $\lambda$  bestimmt dabei, wie viel Wert auf eine gute Übereinstimmung mit den Rohwerten oder auf ein möglichst glattes Ergebnis gelegt wird.

Der diskrete Differenzenoperator  $\Delta^z$  entspricht der diskreten Ableitung der Daten und ist definiert durch

$$\Delta^z q_i = \sum_{j=0}^z \binom{z}{j} (-1)^{z-j} q_{j+i}$$

und kann auch in Matrixform  $\Delta^z q = K_z q$  mit  $K_z = \left( (-1)^{z+j+i} \binom{z}{j+i-1} \right)_{i,j}$  dargestellt werden. Für  $z = 2$

sieht die Matrix  $K_2$  folgendermaßen aus:

$$K_2 = \begin{pmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -2 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -2 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & & & & \ddots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & -2 & 1 \end{pmatrix}$$

Damit kann die Zielfunktion  $M$  in Matrixschreibweise formuliert werden als

$$M = (q - \hat{q})' w (q - \hat{q}) + \lambda \hat{q}' K_z' K_z \hat{q}$$

mit folgender Lösung des Minimierungsproblems:

$$\hat{q} = (w - \lambda K_z' K_z)^{-1} w q$$

Die Wahl der Gewichte  $w_i$  ist in der Whittaker-Henderson-Methode nicht starr vorgegeben. Falls die den Wahrscheinlichkeiten zugrunde liegenden Exposures  $E_x$  zur Verfügung stehen, so ist deren Verwendung als Gewicht  $w_i = E_i / \sum_j E_j$  empfehlenswert. Andere mögliche Wahlen sind konstante Gewichte  $w_i = 1/n$  oder die empirische Varianz der zugrunde liegenden Wahrscheinlichkeiten. Die Gewichte müssen nicht notwendigerweise auf die Summe 1 normiert sein, in diesem Fall bestimmt der Faktor  $\lambda / \sum_i w_i$  das Verhältnis von erstem und zweitem Term in der Zielfunktion. Um Eindeutigkeit des Parameters  $\lambda$  zu gewährleisten empfiehlt sich daher die Normierung.

Es sei dabei angemerkt, dass die Whittaker-Henderson Methode durch Setzen von  $w_s = 0$  für einzelne Indices  $s$  auch als Methode zur Interpolation fehlender oder offensichtlich falscher Werte herangezogen werden kann. Es müssen jedoch mindestens  $z$  Werte für die Glättung / Interpolation vorliegen.

Bei den Anwendungen der Whittaker-Henderson-Methode für die Glättung der Wahrscheinlichkeiten der Tafel AVÖ 2018-P wird für die Gewichte soweit verfügbar die auf Summe 1 normierte Exposure der zu glättenden Rohwahrscheinlichkeiten herangezogen, der Parameter  $\lambda$  nimmt einzelfallspezifisch Werte zwischen  $\frac{1}{5}$  und 2 an.

### 3.5 FORTSETZUNG ZU HOHEN ALTERN

Die Daten zu Pensionistensterblichkeiten liegen meist nur bis zum Alter 99 oder 100 vor, sodass für die Ausdehnung auf den – in letzter Zeit immer relevanter werdenden – Altersbereich 100–120 Jahre nicht auf Daten zurückgegriffen werden kann. In internationalen Sterblichkeitsuntersuchungen zu Supercentenarians werden zwar teils Methoden der Extremwerttheorie angewendet, um aus den wenigen Beobachtungen dennoch belastbare Sterblichkeitsaussagen ableiten zu können.

Für die vorliegende Tafel soll jedoch eine einfache Extrapolationsmethode zur Anwendung gelangen, indem im Altersbereich 80–99 Jahre ein Heligman-Pollard-Modell

$$\frac{q_x}{p_x} = A^{(x+B)^C} + D \cdot \exp\left(-E \cdot \log\left(\frac{x}{F}\right)^2\right) + GH^x$$

an die Übergangswahrscheinlichkeiten gefittet und in weitere Folge zur Bestimmung der Übergangswahrscheinlichkeiten des Altersbereichs 90–120 herangezogen wird mit einem linearen Übergang im Bereich 80–90.

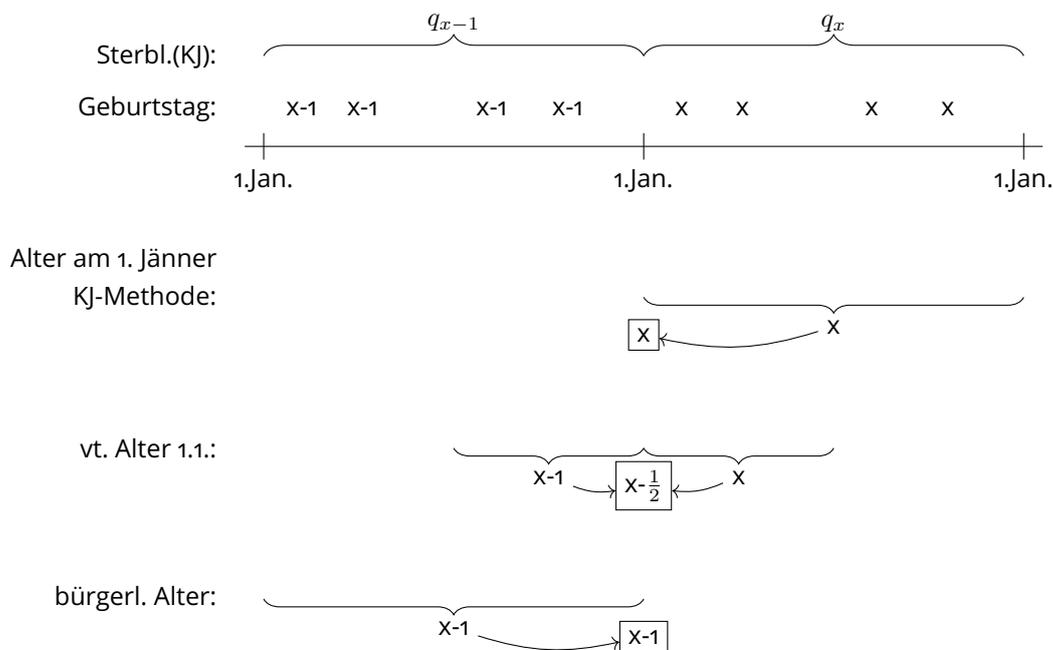
Der Fit des Heligman-Pollard-Modells wird durch das MortalityLaws Paket in R durchgeführt.

### 3.6 UMRECHNUNG DER TAFEL AUF VERSCHIEDENE VARIANTEN DER ALTERSBESTIMMUNG

Die Herleitung der Tafel AVÖ 2018-P erfolgte grundsätzlich nach der Kalenderjahrmethode, bei der das Alter einer Person bestimmt wird als Differenz zwischen dem Betrachtungsjahr und dem Geburtsjahr. Beispielsweise hat nach dieser Definition eine am 1.10.2000 geborene Person für das Jahr 2018 das Alter 18, auch wenn zu Jahresbeginn der Geburtstag noch nicht erreicht ist. Äquivalent dazu ist die Bestimmung als das versicherungstechnische Alter (jener Geburtstag, der dem Bewertungsstichtag am nächsten ist, auch wenn er noch in der Zukunft liegt) zur Jahresmitte. Da sämtliche Beobachtungen auf Basis eines Kalenderjahrs registriert werden, ist das Alter am Beginn der beobachteten Zeitperiode, also am 1. Jänner, von Relevanz.

Dabei existiert ein einfacher Zusammenhang zwischen den einzelnen möglichen Altersbestimmungsmethoden:

- **Exaktes Alter:**  $x^e$  wird aus dem Bewertungsstichtag und dem Geburtstag auf Jahre, Monate und evt. Tage exakt bestimmt und ist nicht ganzzahlig.
- **Bürgerliches Alter** zu Jahresbeginn:  $x^B$  ist die Anzahl der am 1. Jänner bereits vollständig durchlebten Jahre, also der letztvergangene Geburtstag. Dies entspricht dem abgerundeten exakten Alter zu Jahresbeginn.
- **Versicherungstechnisches Alter** zu Jahresbeginn (Semestermethode):  $x^{vt}$  ist das exakte Alter gerundet auf ganze Jahre, also der dem Jahreswechsel am nächste Geburtstag. Dies entspricht dem mathematisch gerundeten exakten Alter zu Jahresbeginn. Im Schnitt ergibt sich also für dieselbe Person ein Unterschied zum bürgerlichen Alter von  $\frac{1}{2}$  Jahr.
- **Kalenderjahrmethode:**  $x^{KJ}$  ist das Kalenderjahr abzüglich Geburtsjahr, was dem nächstfolgenden Geburtstag entspricht. Die entspricht dem aufgerundeten Alter am Jahresbeginn. Damit ist das Alter am 1.1. nach der Kalenderjahrmethode immer um ein Jahr größer als nach dem bürgerlichen Alter zu Jahresbeginn und im Schnitt um  $\frac{1}{2}$  größer als beim versicherungstechnischen Alter zu Jahresbeginn.



Für einen nach Kalenderjahrmethode  $x$ -jährigen gilt für das kommende Jahr die Sterblichkeit  $q_x$ . Wird das Alter der selben Person versicherungstechnisch zum 1.1. ermittelt, so ist sie im Schnitt  $x - \frac{1}{2}$  (ver-

sicherungstechnische) Jahre alt, es gilt aber natürlich dieselbe Sterblichkeit  $q_x^{KJ}$ . Ebenso ist die Person nach bürgerlichem Alter  $x - 1$  Jahre alt mit Sterblichkeit  $q_x^{KJ}$ .

Die Umrechnung von den nach der Kalenderjahrmethode hergeleiteten Sterblichkeiten auf das bürgerliche (exakte) Alter ist damit lediglich eine Verschiebung des Alters um ein ganzes Jahr. Die hergeleitete Sterblichkeit  $q_x$  für eine  $x$ -jährige Person nach der Kalenderjahrmethode gilt daher für das Alter  $x - 1$  nach dem bürgerlichen Alter:

$$q_x^{bgl.} = q_{x+1}^{KJ}$$

Für die Umrechnung von der Kalenderjahrmethode (versicherungstechnisches Alter zur Mitte des Jahres) auf das versicherungstechnische Alter zum Jahresbeginn muss das Alter um ein halbes Jahr verschoben werden.

$$q_{x-\frac{1}{2}}^{vt.} = q_x^{KJ} \quad \text{bzw.} \quad q_x^{vt.} = q_{x+\frac{1}{2}}^{KJ}$$

Für die Bestimmung der unterjährigen Überlebenswahrscheinlichkeiten  $p_{x+\frac{1}{2}}$  können verschiedene Zugänge gewählt werden:

- Wahrscheinlichkeitstheoretisch: Anhand von Unterjährigkeitsannahmen (vgl. [13]) kann die einjährige Übergangswahrscheinlichkeit nach der Kalenderjahrmethode des  $x + \frac{1}{2}$ -jährigen aufgeteilt werden in die Wahrscheinlichkeit, bis zum Geburtstag (Alter  $x + 1$ ) zu überleben und die Wahrscheinlichkeit, danach noch ein weiteres halbes Jahr zu überleben.
- Barwerte: Anhand der Interpolation der Barwerte bei Wahl eines Zinssatzes zur Diskontierung.
- Direkte Interpolation der Werte mittels Polynomen oder Splines. Dieser Zugang führt i.A. nicht zu wahrscheinlichkeitstheoretisch oder aktuariell konsistenten Werten zur Kalenderjahrmethode.

Im Folgenden soll der erste Zugang (Umrechnung der Überlebenswahrscheinlichkeiten anhand von wahrscheinlichkeitstheoretischen Unterjährigkeitsannahmen) demonstriert werden.

Da die Schätzer der  $q_x^{KJ}$  immer für ganzzahlige Alter bestimmt sind, bietet sich die Anwendung des Zusammenhänge

$$p_{x+\frac{1}{2}}^{KJ} = \frac{1}{2}p_{x+\frac{1}{2}} \cdot \frac{1}{2}p_{x+1} \quad \text{und} \quad p_x = {}_u p_x \cdot {}_{1-u} p_{x+u}$$

an, womit sich die Sterbewahrscheinlichkeit für das versicherungstechnische Alter bestimmen lässt als

$$q_x^{vt.} = q_{x+\frac{1}{2}}^{KJ} = 1 - \frac{p_x}{\frac{1}{2}p_x} \cdot \frac{1}{2}p_{x+1} \quad (3.3)$$

Um von einjährigen Übergangswahrscheinlichkeiten  $p_x$  auf unterjährige Wahrscheinlichkeiten  ${}_u p_x$  zu gelangen, finden sich in der Literatur (z.B. [13]) drei Annahmen:

a. Linearität der  ${}_u q_x$ :

Die Annahme  ${}_u q_x = u \cdot q_x$  mit  $0 \leq u \leq 1$  führt zu  ${}_u p_x = 1 - u q_x$ . Damit gilt

$$q_x^{vt,a} = 1 - \frac{p_x}{\frac{1}{2}p_x^{KJ}} \cdot \frac{1}{2}p_{x+1}^{KJ} = 1 - \frac{1 - q_x^{KJ}}{1 - \frac{1}{2}q_x^{KJ}} \cdot \left(1 - \frac{1}{2}q_{x+1}^{KJ}\right) \quad (3.4)$$

b. Konstante Sterbeintensität  $\mu_{x+u} = \mu_{x+\frac{1}{2}}$ :

Wenn  $\mu_{x+u}$  konstant angenommen wird für  $0 \leq u \leq 1$ , ergibt sich

$$p_x = e^{-\int_0^1 \mu(x+t)dt} = e^{-\mu_{x+\frac{1}{2}}} \quad \text{bzw.} \quad {}_u p_x = e^{-\int_0^u \mu(x+t)dt} = e^{-\mu_{x+\frac{1}{2}} \cdot u} = (p_x)^u.$$

Daraus folgt

$$q_x^{vt,b} = 1 - \frac{p_x}{\frac{1}{2}p_x} \cdot \frac{1}{2}p_{x+1} = 1 - \frac{p_x^{KJ}}{\sqrt{p_x^{KJ}}} \cdot \sqrt{p_{x+1}^{KJ}} = 1 - \sqrt{p_x^{KJ}} \cdot \sqrt{p_{x+1}^{KJ}} = 1 - \sqrt{1 - q_x^{KJ}} \cdot \sqrt{1 - q_{x+1}^{KJ}} \quad (3.5)$$

- c. Linearität der Sterbewahrscheinlichkeit  ${}_{1-u}q_{x+u}$  bis zum nächsten Geburtstag:  
Unter dieser Annahme gilt  ${}_{1-u}q_{x+u} = (1-u)q_x$ , womit  ${}_u p_x = \frac{1-q_x}{1-(1-u)q_x}$  und daher

$$q_x^{vt,c} = 1 - \left(1 - \frac{1}{2}q_x^{KJ}\right) \cdot \frac{1 - q_{x+1}^{KJ}}{1 - \frac{1}{2}q_{x+1}^{KJ}} \quad (3.6)$$

folgt.

Welche der drei hier gezeigten Umrechnungsmethoden (3.4), (3.5) und (3.6) gewählt wird ist letztlich dem Anwender überlassen. Sämtlichen Unterjährigkeitsannahmen haften bestimmte Nachteile an, wie etwa eine Unstetigkeit beim Übergang auf  $x + 1$ .

Für die Tafel AVÖ 2018-P kommt für die Umrechnung der nach der Kalenderjahrmethode hergeleiteten Ausscheidewahrscheinlichkeiten die Annahme b. zur Anwendung.

## Kapitel 4

# Das Markov-Modell für die Pensionsversicherung, Formeln

### 4.1 KURZEINFÜHRUNG IN MARKOV-MODELLE

Hier soll eine sehr grobe Einführung in das Markov-Modell für die Personenversicherung gegeben werden. Für weitere Hintergründe und Details sei auf die Literatur verwiesen, etwa auf das Buch "Stochastic Models in Life Insurance" [16] von Michael Koller.

Grundsätzlich ist ein Markov-Modell ein Modell, in dem die Entwicklung aus dem aktuellen Zustand nicht von der gesamten Vergangenheit, sondern nur vom aktuellen Zustand abhängt. In der üblichen Modellierung der Pensionsversicherung ist dies der Fall, da beispielsweise die Sterblichkeit eines  $x$ -jährigen Alterspensionisten nicht davon abhängt, ob er in der Vergangenheit eine Invaliditätspension bezogen hat, oder wann er in den Bezug der Alterspension gelangt ist. Die einzig relevante Information zur Bestimmung der Sterblichkeit ist die Tatsache, dass er aktuell Alterspension bezieht.

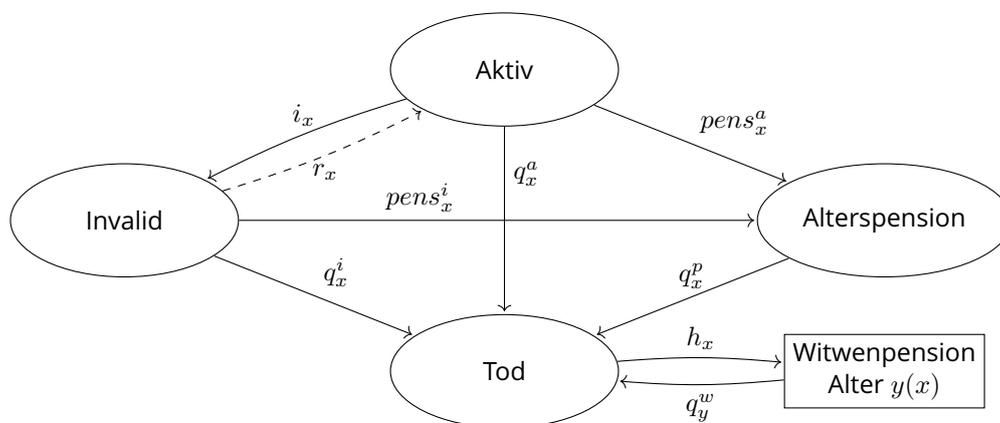
Für die Invalidität gilt dies in der Realität nur eingeschränkt, da bekanntermaßen kurz nach Beginn der Invalidität die Sterblichkeit am höchsten ist. Für die Tafel AVÖ 2018-P wird jedoch diese Abhängigkeit von der bisherigen Dauer der Invalidität ignoriert und die Sterblichkeit der Invaliden davon unabhängig angesetzt.

### 4.2 ZUSTÄNDE UND ÜBERGÄNGE DER PENSIONSVERSICHERUNG

Ein Vertrag oder eine Pensionszusage der (privaten oder gesetzlichen) Pensionsversicherung kann prinzipiell durch die folgenden Zustände charakterisiert werden:

- Aktivität  $a$ : Die Person ist am Leben und aktiv berufstätig (oder hat zumindest einen Anspruch auf Pensionsbezug bereits erworben)
- Invalidität  $i$ : Aufgrund von vorübergehender oder permanenter Berufs- oder Erwerbsunfähigkeit kann keine Erwerbstätigkeit ausgeübt werden, es wird Invaliditätspension bezogen. Während bis 31.12.2013 sowohl befristete als auch unbefristete Invaliditätspensionen bei den Invaliditätspensionen geführt wurden, wird hierfür seit 1.1.2014 nach österreichischem ASVG unterschieden zwischen:
  - Invaliditätspension: permanente Invalidität, keine zeitliche Befristung
  - Rehabilitationsgeld: befristete Invalidität, formal kein Pensionsbezug, jedoch sind zahlreiche Pensionszusagen auch für diesen Fall ausformuliert

- Umschulungsgeld: befristete Sozialleistung, da der aktuelle Beruf nicht mehr ausgeübt werden kann, jedoch eine Umschulung möglich ist. Diese Sozialleistung wird i.a. nicht bei Pensionszusagen berücksichtigt und stellt im Sinn dieser Tafel keine Invalidität dar
- Alterspensionsbezug: Bei Erreichen des Pensionsalters (bzw. in der Realität auch früher, evt. mit Abschlägen auf die Pensionshöhe) wird die Berufstätigkeit eingestellt und eine Alterspension bezogen.
- Hinterbliebenenpension: Wenn eine versicherte/pensionsbeziehende Person verstirbt, geht der Pensionsbezug (üblicherweise mit einem Abschlagsfaktor) auf die Hinterbliebenen über
  - Witwen(r)pension: Ein eventuell vorhandener hinterbliebener Partner wird pensionsbezugsberechtigt und erhält eine Witwen(r)pension
  - Waisenpension: Ein (üblicherweise minderjähriges) Kind des Verstorbenen erhält eine Waisenpension bis zum Erreichen eines bestimmten Alters (Behinderte lebenslang). Waisenpensionen werden in dieser Tafel nicht modelliert.



#### 4.2.1 ABHÄNGIGKEIT DER INVALIDENSTERBLICHKEITEN VON DER DAUER DER INVALIDITÄT

Da in der Praxis für die Invalidensterblichkeit und die Reaktivierung (Übergang von Invaliditätspension zurück zu Aktivität) eine starke Abhängigkeit vom Zeitpunkt der Invalidisierung festgestellt wird, müsste bei Einbeziehung der Reaktivierung i.A. der Invaliditätszustand in mehrere Invaliditätszustände  $i_1, i_2, i_3, \dots, i_n$  unterteilt werden, um diesen anfänglichen Selektionseffekt vollumfänglich modellieren zu können. Die so entstehenden Selektionstabellen geben die Wahrscheinlichkeit an, im  $n$ -ten Jahr der Invalidität zu sterben oder zu reaktivieren. Als Vereinfachung kann jedoch auch über alle Jahre der Invalidität gemittelt werden, wodurch sogenannte Aggregattafeln entstehen, die die mittlere Sterbe- und Reaktivierungswahrscheinlichkeit unabhängig von der bisherigen Dauer des Pensionsbezugs angeben.

Da jedoch einerseits in der Tafel AVÖ 2018-P die Reaktivierung nicht abgebildet werden soll und für die Invalidensterblichkeit abgestufte Sterbetafeln aktuell als nicht praktikabel erachtet werden, soll für die AVÖ 2018-P eine Aggregattafel erstellt und die Sterblichkeiten unabhängig von der bisherigen Dauer der Invalidität bestimmt werden. Damit ist ein Invaliditätszustand wie oben beschrieben ausreichend.

### 4.3 DAS MARKOV-MODELL FÜR DIE PENSIONSTAFEL AVÖ 2018-P

#### 4.3.1 MODELLIERUNG DER TAFEL

Wenn man versucht, die Pensionsversicherung mit den Zuständen Aktiv, Invalid, Alterspension, Tod und Witwenpension mittels eines Markov-Modells [16] zu modellieren, stellt man sehr schnell fest, dass zwar

die Eigenpensionszustände (Invalid und Alterspension) leicht implementiert werden können, die Witwenpension durch das im Todeszeitpunkt des Verstorbenen bestimmte Witwenalter jedoch die Markov-Eigenschaft nicht mehr aufweist. Insbesondere hängt das Alter der Witwe im Zeitpunkt  $t$  davon ab, wann und in welchem Alter der Tod des Hauptversicherten davor eingetreten ist. Es reicht also nicht, zu wissen, dass ein Pensionsvertrag zum Zeitpunkt  $t$  im Zustand Witwenpension ist, es ist auch die Historie der Übergänge (insbesondere der Todeszeitpunkt zu  $s < t$ ) nötig.

Dieses Problem lässt sich jedoch umgehen, indem die Witwenpension unabhängig mittels Markov-Modell implementiert wird und im Todeszeitpunkt mit Alter  $x$  der entsprechende Barwert einer sofort beginnenden Witwenrente an eine Witwe im Alter  $y(x)$  als Einmalleistung modelliert wird.

### 4.3.2 MARKOV-MODELL FÜR DEN HAUPTVERSICHERTEN

Das Markov-Modell des Hauptversicherten hat damit folgende vier Zustände  $S = \{a, i, p, t\}$ :

$a$	...	Aktivität
$i$	...	Invalidität
$p$	...	Alterspensionsbezug
$t$	...	Tod

mit entsprechender Übergangsmatrix:

$$\mathbb{P}(t) = (p_{j,k}(t))_{j,k} = \begin{matrix} & \begin{matrix} a & i & p & t \end{matrix} \\ \begin{matrix} a \\ i \\ p \\ t \end{matrix} & \begin{pmatrix} p_{x+t}^a & i_{x+t} & pens_{x+t}^a & q_{x+t}^a \\ [r_{x+t}] & p_{x+t}^i & pens_{x+t}^i & q_{x+t}^i \\ 0 & 0 & p_{x+t}^p & q_{x+t}^p \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \end{matrix} \quad (4.1)$$

Der Eintrag  $p_{j,k}(t)$  gibt dabei die Wahrscheinlichkeit an, dass eine zum Zeitpunkt  $t$  im Zustand  $j$  befindliche Person bis zum Zeitpunkt  $t+1$  in den Zustand  $k$  wechselt (bzw. falls  $j = k$ , darin verbleibt). Beispielsweise ist  $p_{x,t}^a(t) = q_x^a(t)$  die einjährige Aktivensterblichkeit oder  $p_{x,t}^{a,i}(t) = i_x$  die Invalidisierungswahrscheinlichkeit. Diese Übergangsmatrix beschreibt sämtliche mögliche Übergänge, von denen etliche in der Realität jedoch nicht vorkommen (z.B. ein Übergang aus dem Zustand "tot" in einen anderen).

Die entsprechenden Zahlungen der Pensionsversicherung können ebenso dargestellt werden als Zahlungen, die entweder dafür anfallen, dass die Person zum Zeitpunkt  $t$  im Zustand  $j$  ist – beispielsweise eine Invaliditätspension, sofern die Person zum Zeitpunkt  $t$  invalid ist – oder dass der Zustand einer Person im Zeitintervall  $t$  bis  $t+1$  wechselt – beispielsweise die Hinterbliebenenvorsorge ausgedrückt durch den Barwert der Witwenpension oder eine sonstige einmalige Ablebensleistung. Die Zahlungen für die einzelnen Zustände und für Zustandsübergänge lauten allgemein:

$$a^{\text{Pre}}(t) = \begin{pmatrix} a_a^{\text{Pre}}(t) \\ a_i^{\text{Pre}}(t) \\ a_p^{\text{Pre}}(t) \\ 0 \end{pmatrix} \quad a^{\text{Post}}(t) = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & h_{x+t} \cdot \ddot{a}_{y(x+t)}^w \\ 0 & 0 & 0 & h_{x+t} \cdot \ddot{a}_{y(x+t)}^w \\ 0 & 0 & 0 & h_{x+t} \cdot \ddot{a}_{y(x+t)}^w \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad (4.2)$$

Die Leistungen  $a^{\text{Pre}}(t)$  werden dabei jeweils vorschüssig im entsprechenden Zustand geleistet (Invaliditäts- und Alterspension), während die Leistungen für einen Zustandswechsel (Witwenpension) erst nachschüssig anfallen, da ja am Beginn des Intervalls der Übergang noch gar nicht bekannt ist bzw. stattgefunden hat.

Mit diesen Definitionen können die Anwartschaften und/oder Reserven<sup>1</sup> rekursiv durch die **Thielesche Differenzgleichung** bestimmt werden [16]:

$$V_j^+(t) = a_j^{\text{Pre}}(t) + \sum_{k \in S} v_t p_{j,k}(t) (a_{j,k}^{\text{Post}}(t) + V_k^+(t+1)), \quad (4.3)$$

bzw. in Matrixschreibweise

$$V^+(t) = a^{\text{Pre}}(t) + v_t \cdot \underbrace{\text{diag} \left( \mathbb{P}(t) \cdot (a^{\text{Post}}(t))^t \right)}_{= (\mathbb{P}(t) \circ a^{\text{Post}}(t)) \cdot \mathbf{1}} + v_t \cdot \mathbb{P}(t) \cdot V^+(t+1), \quad (4.4)$$

Zeilensumme des Schurprodukts

wobei  $v_t$  den Diskontierungsfaktor während des Intervalls  $[t, t+1]$  angibt. Üblicherweise wird also aufgrund der Annahme eines konstanten Rechnungszinses  $i$  gelten, dass  $v_t = v = 1/(1+i)$ . Als Randbedingung ist typischerweise  $V_j^+(\omega) = 0$  anzusetzen, bei Erlebenszahlungen, die zur Beendigung des Vertrags führen, ist die Erlebenszahlung zum entsprechenden Zeitpunkt als Randbedingung zu benutzen.

Wie man sieht, entkoppeln die einzelnen Gleichungen für den Fall, dass  $r_x = 0$ , also keine Reaktivierung im Modell angenommen wird.

**Beispiel 4.3.1.** Die Thielesche Differenzgleichung ist nichts anderes als der Satz von der totalen Wahrscheinlichkeit<sup>2</sup> ( $\mathbb{P}(A) = \sum_B \mathbb{P}(A|B) \cdot \mathbb{P}(B)$ ) angewendet auf den Erwartungswert aller künftiger Zahlungen. Die Reserve / Anwartschaft ist ja der Erwartungswert aller künftigen Leistungen evt. abzüglich künftiger Prämien (für die Reserve). Der Satz von der totalen Wahrscheinlichkeit sagt nun aus, dass dieser Erwartungswert zum Zeitpunkt  $t$  auch bestimmt werden kann, indem über alle möglichen Zustände zum Zeitpunkt  $t+1$  mit der entsprechenden Wahrscheinlichkeit summiert wird. Im Fall eines Aktiven ist die Thielesche Differenzgleichung explizit ausgeschrieben genau diese Summe über alle Zustände zu  $t+1$ :

$$V_a^+(t) = \underbrace{a_a^{\text{Pre}}(t)}_{\substack{\text{Zahlung bei Aktivität,} \\ \text{z.B. Prämie}}} + v \cdot \underbrace{p_x^a(t) \cdot V_a^+(t+1)}_{\substack{\text{Wenn Person überlebt,} \\ \text{wird } V_a^+(t+1) \text{ benötigt}}} + v \cdot \underbrace{i_x(t) \cdot V_i^+(t+1)}_{\substack{\text{Wenn Person invalid wird,} \\ \text{wird } V_i^+(t+1) \text{ benötigt}}} + \underbrace{v \cdot pens_x^a(t) \cdot V_p^+(t+1)}_{\text{Alterspension}} + v \cdot \underbrace{q_x^a \cdot (h_x \cdot \ddot{a}_{y(x)}^w(t))}_{\substack{\text{Bei Tod wird Witwenpension} \\ \text{als Ablebensleistung fällig,} \\ \text{keine weitere Reserve nötig.}}}$$

**Beispiel 4.3.2.** Für die Berechnung der Anwartschaft auf eine Alterspension der Höhe 1 sind nach Formel (4.2) folgende Zahlungsvektoren und -matrizen anzusetzen:

$$a^{\text{Pre}}(t) = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \end{pmatrix} \quad a^{\text{Post}}(t) = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Die rekursive Lösung der Matrix-Rekursionsgleichung (4.3) mit der Anfangsbedingung  $V^+(\omega-x) = (0, 0, 0, 0)$  mit Maximalalter  $\omega$  liefert den Vektor der Anwartschaften

$$V^+(t) = \begin{pmatrix} V_a^+(t) \\ V_i^+(t) \\ V_p^+(t) \\ 0 \end{pmatrix} \begin{matrix} \text{Anw. auf AP eines Aktiven} \\ \text{Anw. auf AP eines Invaliden} \\ \text{BW sof.beg. AP} \\ \text{Tod} \end{matrix}$$

<sup>1</sup>Zur Bestimmung der Anwartschaften werden nur die Pensionsleistungen im Vektor  $a^{\text{Pre}}(t)$  angesetzt, für die Bestimmung der Reserven wird auch die Prämienhöhe in  $a_a^{\text{Pre}}(t)$  angesetzt.

<sup>2</sup>Auch als diskrete Chapman-Kolmogoroff-Gleichungen bekannt.

eines Aktiven, Invaliden und Alterspensionisten auf eine Leistung von 1 im Zustand "Alterspension" (d.h. die "Anwartschaft" eines Alterspensionisten auf Alterspension ist damit einfach der Barwert einer sofort beginnenden Alterspension). Es werden auf diese Weise sämtliche Barwerte und Anwartschaften für alle Zustände in einem Schritt bestimmt.

Um eine nicht-konstante Pension zu bewerten, muss lediglich der Vektor der Zustandszahlungen  $a^{\text{Pre}}(t)$  entsprechend zeitabhängig gesetzt werden.

**Beispiel 4.3.3** (Definition der Zahlungsströme für Anwartschaften auf Witwenpension). Um die Anwartschaft eines Aktiven / Invaliden / Alterspensionisten auf Witwenpension zu berechnen sind lediglich folgende Zahlungsströme und Anfangsbedingungen anzusetzen:

$$a^{\text{Pre}}(t) = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad a^{\text{Post}}(t) = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & h_{x+t} \cdot \ddot{a}_{y(x+t)}^w \\ 0 & 0 & 0 & h_{x+t} \cdot \ddot{a}_{y(x+t)}^w \\ 0 & 0 & 0 & h_{x+t} \cdot \ddot{a}_{y(x+t)}^w \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{array}{l} \text{WIP nach Akt.} \\ \text{WIP nach IP} \\ \text{WIP nach AP} \\ \end{array} \quad V^+(\omega - x) = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{array}{l} a \\ i \\ p \\ \dagger \end{array}$$

Wird nur die Anwartschaft auf WIP aus einem konkreten Zustand (z.B. Anwartschaft auf WIP nach Invalidität) benötigt, werden die anderen Einträge der Zahlungsmatrix entsprechend auf 0 gesetzt.

### 4.3.3 MARKOV-MODELL FÜR HINTERBLIEBENE PARTNER

Die Witwenrente ist eine klassische lebenslange Leibrente, sodass lediglich die zwei Zustände Witwenbezug  $w$  und Tod  $\dagger$  im Modell auftauchen. Der Barwert der sofort beginnenden Witwenrente an eine Witwe im Alter  $y = y(x)$  kann demnach entweder über die Rekursionsgleichung des Markov-Modells bestimmt werden oder direkt als Barwert von konstanten jährlichen Zahlungen der Höhe 1 mit Ausscheidewahrscheinlichkeiten  $q_y^w$ .

$$p_{i,j}^t = \begin{matrix} w & \dagger \\ \dagger & \end{matrix} \begin{pmatrix} 1 - q_{y+t}^w & q_{y+t}^w \\ 0 & 1 \end{pmatrix}, \quad a_i^t = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad a_{i,j}^t = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Die Thielesche Rekursionsgleichung vereinfacht sich dann zu

$$\ddot{a}_y^w = 1 + v \cdot (1 - q_y^w) \cdot \ddot{a}_{y+1}^w \quad \text{mit } \ddot{a}_\omega^w = 0. \quad (4.5)$$

Analog kann die Witwenrente direkt als Barwert bestimmt werden:

$$\ddot{a}_y^w = \sum_{t=0}^{\infty} v^t \cdot {}_t p_y^w \quad \text{mit } {}_t p_y^w = \begin{cases} 1 & \text{für } t = 0 \\ \prod_{j=0}^{t-1} (1 - q_{y+j}^w) & \text{sonst} \end{cases} \quad (4.6)$$

### 4.3.4 UNTERJÄHRIGE PENSIONSZAHLUNG

Werden die Leistungen der entsprechenden Pensionszusage nicht jährlich ausbezahlt, wie in den obigen Formeln angenommen, sondern  $m$ -mal pro Jahr, so ist im Markov-Modell der übliche Zugang, die Übergangswahrscheinlichkeiten auf  $m$ -tel Jahresintervalle für einen Zeitschritt umzurechnen und entsprechend mehr Zeitschritte der Länge  $1/m$  Jahre durchzuführen. Die  $m$ -tel-jährlichen Übergangswahrscheinlichkeiten für die unterjährigen Zeitintervalle können mit den in Abschnitt 3.6 bereits dargestellten Unterjährigkeitsannahmen leicht aus den einjährigen Übergangswahrscheinlichkeiten hergeleitet werden. Der einfachste Zugang ist über die Annahme einer konstanten Sterbeintensität während des Jahres (Annahme b.), womit für die  $m$ -tel-jährliche Überlebenswahrscheinlichkeit folgt:

$${}_{1/m} p_x = (p_x)^{1/m}$$

Werden diese  $m$ -tel-jährlichen Übergangswahrscheinlichkeiten in der Thieleschen Differenzgleichung (4.3) verwendet, so werden damit ohne weitere Modifikationen die Anwartschaften und/oder Reserven zu  $m$ -tel-jährlichen Zeitpunkten bestimmt. Es steigt lediglich die Anzahl der Zeitschritte um den Faktor  $m$ .

Soll jedoch eine unterjährige Pensionszahlung angesetzt werden, die Thielesche Differenzgleichung (Rekursionsgleichung für das Deckungskapital/Anwartschaften) jedoch weiter mit Jahresschritten angewendet werden, so kann dies näherungsweise über die Modifikation der Erlebenszahlungen  $a^{Pre}(t)$  erreicht werden. Die Rekursionsgleichung zum Zeitpunkt  $t$  trennt ja die Zahlungen und Entwicklung während des Jahres  $t$  vom Erwartungswert der nach Ablauf des Jahres  $t$  (also zum Zeitpunkt  $t + 1$ ) noch zu erwartenden Zahlungen. Insofern betrachtet die Rekursionsgleichung immer nur ein Jahr, in dem anstelle der einmaligen Leistung  $a^{Pre}(t)$  am Jahresanfang nun  $m$  Zahlungen der Höhe  $a^{Pre}(t)/m$  zu den Zeitpunkten  $t, t + \frac{1}{m}, t + \frac{2}{m}, \dots$  geschehen, sofern die Person dann noch im jeweiligen Zustand ist. Dies ist aber nichts anderes als eine  $m$ -tel-jährliche Leibrente mit Laufzeit 1 Jahr.

Damit kann in der Thieleschen Rekursionsgleichung einfach  $a^{Pre}(t)$  ersetzt werden durch den Barwert dieser einjährigen Leibrente mit unterjähriger Auszahlung. Dies kann ebenso über die klassische Betrachtung einer  $m$ -tel-jährlichen Leibrente hergeleitet werden wie in [13, Gleichung (4.3.9)] dargestellt:

$$\begin{aligned}\ddot{a}_{x:n}^{(m)} &= \alpha(m)\ddot{a}_{x:n} - \beta(m)(1 - {}_n p_x v^n) \\ \ddot{a}_{x:1}^{(m)} &= \alpha(m)\ddot{a}_{x:1} - \beta(m)(1 - p_x v) = \alpha(m) - \beta(m)(1 - p_x v)\end{aligned}$$

Die Terme  $\alpha(m)$  und  $\beta(m)$  sind dabei durch den Zins und die Unterjährigkeit bestimmt als

$$\alpha(m) = \frac{d \cdot i}{d^{(m)} \cdot i^{(m)}} \qquad \beta(m) = \frac{i - i^{(m)}}{d^{(m)} \cdot i^{(m)}} \qquad (4.7)$$

mit  $d = \frac{i}{1+i}$ ,  $i^{(m)} = m \cdot ((1+i)^{1/m} - 1)$  und  $d^{(m)} = i^{(m)} / (1 + i^{(m)}/m)$ .

Durch eine Taylor-Approximation können diese Terme entsprechend der gewählten Ordnung approximiert werden.

	0.Ord.	1.Ord.	1,5-te Ord.	2.Ord.
$\alpha(m) =$	1			$+\frac{m^2-1}{12m^2}i^2 \dots$
$\beta(m) =$	$\frac{m-1}{2m}$	$+\frac{m^2-1}{6m^2}i$	$\left[+\frac{1-m^2}{12 \cdot m^2} \cdot i^2\right]$	$+\frac{1-m^2}{24m^2}i^2 \dots$

Als einfachste Approximation wird oft  $\alpha = 1$ ,  $\beta = \frac{m-1}{2m}$  verwendet, in der Praxis empfiehlt sich jedoch auch eine höhere Ordnung, etwa die 1.5-te Ordnung, bei der noch  $\alpha(m) = 1$  gilt, jedoch  $\beta(m)$  bereits quadratisch in  $i$  entwickelt ist.

In der Thieleschen Rekursionsgleichung (4.3) wird nun einfach für die einmalige Zustandszahlung  $a^{Pre}(t)$  der Barwert der einjährigen  $m$ -tel-jährlichen Leibrente wie oben angesetzt:

$$a^{Pre,(m)}(t) = a^{Pre}(t) \cdot (\alpha(m) - \beta(m)(1 - p_x v))$$

Damit werden zwar die Zustandszahlungen bis zum (unterjährigen) Ausscheiden aus dem entsprechenden Zustand korrekt dargestellt, die damit jedoch auch unterjährig neu einsetzenden Zustandszahlungen im neuen Zustand nach dem Übergang werden jedoch vernachlässigt. Der einzige diesbezüglich relevante Übergang ist die Invalidisierung aus dem aktiven Zustand. Im klassischen Modell wird dabei vereinfacht angenommen, dass die Invalidisierung im Schnitt zur Mitte des Jahres eintritt, weshalb bei Invalidisierung im Jahr  $t$  der Invalidenpensionsbarwert  $\ddot{a}_{x+t+\frac{1}{2}}^i = \frac{1}{2}\ddot{a}_{x+t}^i + \frac{1}{2}\ddot{a}_{x+t+1}^i$  zum Zeitpunkt  $t + \frac{1}{2}$  angesetzt wird. Diese Vereinfachung ist im Markov-Modell auch möglich, jedoch führt der Zwischenzeitpunkt  $t + \frac{1}{2}$  über die Mittelung der Zeitpunkte  $t$  und  $t + 1$  zu einem impliziten Gleichungssystem für die Rückstellungen.

Für den Fall eines Aktiven (Beispiel 4.3.1) stellt sich damit die Rekursionsgleichung folgendermaßen dar:

$$V_a^+(t) = a_a^{\text{Pre}}(t) \cdot (\alpha(m) - \beta(m)(1 - p_x v)) + v \cdot p_x^a(t) \cdot V_a^+(t+1) + v^{\frac{1}{2}} \cdot i_x(t) \cdot \left( \frac{V_i^+(t+1)V_i^+(t)}{2} \right) + v \cdot pens_x^a(t) \cdot V_p^+(t+1) + v \cdot q_x^a \cdot \left( h_x \cdot \ddot{a}_{y(x)}^w(t) \right)$$

Wird auch die Reaktivierung modelliert, so sind in der Rekursionsgleichung für  $V_i^+(t)$  ebenfalls die Terme  $V_a^+(t)$  und  $V_a^+(t+1)$  enthalten, womit ein implizites Gleichungssystem vorliegt. Wird jedoch keine Reaktivierung angenommen, so hängt  $V_i^+(t)$  nicht von  $V_a^+(t)$  ab und kann vor  $V_a^+(t)$  bestimmt und dann in der Rekursionsgleichung für  $V_a^+(t)$  benutzt werden.

## 4.4 DAS KLASSISCHE BERECHNUNGSMODELL FÜR ANWARTSCHAFTEN (REKURSIVE DARSTELLUNG UND SUMMENFORMELN)

Völlig äquivalent – jedoch weniger allgemein und flexibel – zur Berechnung der Anwartschaften und Prämien nach dem Markov-Modell ist der herkömmliche Zugang der Berechnung der Anwartschaften als Barwerte aus diskontierten, wahrscheinlichkeitsgewichteten Zahlungen. Im Gegensatz zum Markov-Modell muss hier jedoch von der Möglichkeit einer Reaktivierung aus dem Invaliditätszustand abgesehen werden, d.h.  $r_x = 0$ . Damit sind sowohl Aktivität, als auch Invalidität und Alterspension transiente Zustände, d.h. ist es nicht möglich, in den aktiven Zustand zurückzukehren, sobald er einmal – durch Invalidität, Alterspension oder Tod – verlassen wurde. Ebenso kann die Invalidität nur durch Tod oder Alterspension verlassen werden ohne Möglichkeit der Rückkehr in den Zustand invalid.

Im klassischen Berechnungsmodell existieren zwei praktisch äquivalente, jedoch von der Anschaulichkeit deutlich unterschiedliche Zugänge. Grundsätzlich ist es das Ziel, die Leistungszusagen für Alterspension, Invalidenpension und Witwenpension als Barwerte der künftigen Leistungen zu bewerten. Als Zins wird dabei ein zeitlich konstanter Zinssatz  $i$  (üblicherweise 6% nach EStG, 4%, 2,5% oder 0%) angesetzt, jede nachschüssige Zahlung oder Barwert am Jahresende pro Jahr also um den konstanten Diskontierungsfaktor  $v = \frac{1}{1+i}$  auf den Jahresbeginn abgezinst. Als Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen den einzelnen Zuständen werden die oben beschriebenen Ausscheideordnungen  $q_x^a, i_x, q_x^i, q_x^p$  und die Hinterbliebenenordnungen  $h_x, y(x)$  und  $q_y^w$  herangezogen.

Der traditionelle Zugang, die Barwerte über sogenannte "Kommutationszahlen", die für Berechnungen auch bereits vorberechnet tabelliert vorliegen, zu berechnen, stammt aus einer Zeit als die Bewertung noch ohne Computer stattfinden musste. Standardisierte Barwerte wie jene von sofort beginnenden Pensionszahlungen wurden damit über simple Formeln mit den Kommutationszahlen verknüpft und erlaubten eine sehr einfache und schnelle manuelle Berechnung von Standard-Barwerten. Für ein Kompendium sämtlicher für Pensionsversicherungen relevanter Kommutationszahlen und den entsprechenden Barwertformeln sei auf die Dokumentation der Pensionstafel von Ettl und Pagler [17] aus dem Jahr 1989 verwiesen. Nachteil dieses Zugangs ist, dass die Anschaulichkeit der Berechnung und der Formel i.A. verloren geht. Auch wenn heutzutage vielfach die Computersysteme die Berechnung mittels Kommutationszahlen implementiert haben, ist dieser Zugang mittlerweile eigentlich nicht mehr nötig und zeitgemäß.

Vielmehr wird der versicherungsmathematisch-stochastische Zugang über die explizite Darstellung des diskreten Barwerts aller künftigen Zahlungen (Cash-Flows) empfohlen.

Bei sämtlichen Formeln wird – unabhängig vom Geschlecht –  $x$  als das Alter der betrachteten Person benutzt, das Alter des Partners wird – ebenfalls unabhängig vom Geschlecht – mit  $y$  bezeichnet. Die klassische Konvention, Männer durch  $x$  und Frauen durch  $y$  zu bezeichnen ist aufgrund der völlig identen Formeln für Männer und Frauen (sowie für Unisex-Tarifierung) hinfällig.

#### 4.4.1 AUSSCHIEDERORDNUNGEN

$l_{x+1}^a = l_x^a \cdot p_x^a = l_x^a \cdot (1 - i_x - q_x^a)$ $l_{x+1}^i = l_x^i \cdot p_x^i = l_x^i \cdot (1 - q_x^i)$ $l_{x+1}^p = l_x^p \cdot p_x^p = l_x^p \cdot (1 - q_x^p)$	Anzahl der Aktiven / Invaliden / Alterspens. im Alter $x$ (üblicherweise $l_{x_0}^a = l_{x_0}^i = l_{x_0}^p = 100.000$ )
---	---

#### 4.4.2 BARWERTE VON SOFORT BEGINNENDEN ZUSTANDSRENTEN

##### ALLGEMEINE FORMULIERUNG DER RENTENBARWERTE

Der Barwert einer Rente, die periodisch einmal pro Jahr und mit gleichbleibender Höhe 1 ausbezahlt wird, solange die Person sich im aktuellen Zustand  $\square$  befindet, kann sehr einfach als Summenformel oder rekursiv ausgedrückt werden (vgl. [13]):

$$\ddot{a}_x^\square = \sum_{k=0}^{\infty} v^k \cdot {}_k p_x^\square = 1 + v \cdot p_x^\square \cdot \ddot{a}_{x+1}^\square$$

mit  $\ddot{a}_\omega^\square = 0$ . Dabei ist  ${}_k p_x^\square$  die Wahrscheinlichkeit, über  $k$  Jahre hinweg im Zustand zu verbleiben und nicht auszusteigen in einen anderen Zustand. Beispielsweise ist in der Pensionsversicherung  $p_x^a = (1 - q_x^a - i_x)$ , oder  $p_x^p = 1 - q_x^p$ . Ist die Rente befristet, so läuft der Index  $k$  nur bis zum Ende der Befristung:

$$\ddot{a}_{x:n}^\square = \sum_{k=0}^n v^k \cdot {}_k p_x^\square = 1 + v \cdot p_x^\square \cdot \ddot{a}_{x+1:n-1}^\square$$

mit  $\ddot{a}_{x+n:0} = 0$ .

Bei unterjähriger,  $m$ -tel jährlicher Auszahlung der Höhe  $\frac{1}{m}$  existiert der Zusammenhang

$${}^{(m)}\ddot{a}_x^\square = \alpha(m) \cdot \ddot{a}_x^\square - \beta(m)$$

und

$${}^{(m)}\ddot{a}_{x:k}^\square = \alpha(m) \cdot \ddot{a}_{x:k}^\square - \beta(m) \cdot (1 - {}_k p_x^\square v^k),$$

wobei  $\alpha(m)$  und  $\beta(m)$  wie oben in Gleichung (4.7) definiert ist.

Für die Rekursionsgleichungen ist dieser Zusammenhang insofern von Relevanz, als damit die  $m$ -tel-jährliche ausbezahlte Leibrente dargestellt werden kann als

$$\begin{aligned} {}^{(m)}\ddot{a}_x^\square &= {}^{(m)}\ddot{a}_{x:1}^\square + v \cdot p_x^\square \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^\square = \\ &= \alpha(m) - \beta(m) \left(1 - p_x^\square v\right) + v \cdot p_x^\square \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^\square, \\ {}^{(m)}\ddot{a}_{x:k}^\square &= \alpha(m) - \beta(m) \left(1 - p_x^\square v\right) + v \cdot p_x^\square \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1:k-1}^\square. \end{aligned}$$

Diese rekursive Darstellung der Rentenbarwerte (und im Folgenden auch der Anwartschaften) ist zum einen relativ leicht und intuitiv verständlich, indem auf die Entwicklung des kommenden Jahres bedingt wird (vgl. auch die Interpretation der Thieleschen Differenzgleichung für die Deckungsrückstellung). Andererseits erlaubt sie aber auch eine unmittelbare und effiziente Implementierung beispielsweise in Tabellenkalkulationsprogrammen. Deshalb werden im Folgenden alle Barwerte und Anwartschaften in dieser rekursiven Darstellung dargestellt.

Übergänge, die während des Jahres den sofortigen Beginn einer Pensionsleistung verursachen, insbesondere also eine Invalidisierung und der Tod mit einem hinterbliebenen Partner, verursachen bei diesem Übergang eine Leistung bei nicht-ganzzahligem Alter, im Schnitt zu  $x + \frac{1}{2}$ . In den folgenden Formeln wird hierfür oft die folgende Kurzschreibweise benutzt:

$${}^{(m)}\ddot{a}_{x+\frac{1}{2}}^\square := \frac{{}^{(m)}\ddot{a}_x^\square + {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^\square}{2}$$

### BARWERT EINER SOFORT BEGINNENDEN, LEBENSLANGEN AKTIVENRENTE

$$\begin{aligned}\ddot{a}_x^a &= \sum_{t=0}^{\omega-x} v^t \cdot {}_t p_x^a = 1 + \sum_{t=1}^{\omega-x} v^t \prod_{j=0}^{t-1} (1 - q_{x+j}^a - i_{x+j}) \cdot (1 - \text{pens}_{x+j}^a) \\ &= 1 + v \cdot p_x^a \cdot \ddot{a}_{x+1}^a \\ {}^{(m)}\ddot{a}_x^a &= \alpha(m) - \beta(m) \cdot (1 - (1 - q_x^a - i_x) \cdot v) + v \cdot (1 - q_x^a - i_x) \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^a\end{aligned}$$

### BARWERT EINER SOFORT BEGINNENDEN AKTIVENRENTE BIS ZUM PENSIONALTER

$$\begin{aligned}\ddot{a}_x^{a(\text{PA})} &= \sum_{t=0}^{\text{PA}-1-x} v^t {}_t p_x^a = 1 + \sum_{t=1}^{\text{PA}-1-x} v^t \prod_{j=0}^{t-1} (1 - q_{x+j}^a) = 1 + v \cdot (1 - q_x^a - i_x) \cdot \ddot{a}_{x+1}^{a(\text{PA})} \\ {}^{(m)}\ddot{a}_x^{a(\text{PA})} &= \alpha(m) - \beta(m) \cdot (1 - (1 - q_x^a - i_x) \cdot v) + v \cdot (1 - q_x^a - i_x) \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^{a(\text{PA})}\end{aligned}$$

### BARWERT EINER SOFORT BEGINNENDEN, LEBENSLANGEN INVALIDENRENTE

$$\begin{aligned}\ddot{a}_x^i &= \sum_{t=0}^{\omega-x} v^t \cdot {}_t p_x^i = 1 + \sum_{t=1}^{\omega-x} v^t \prod_{j=0}^{t-1} (1 - q_{x+j}^i) = 1 + v \cdot (1 - q_x^i) \cdot \ddot{a}_{x+1}^i \\ {}^{(m)}\ddot{a}_x^i &= \alpha(m) - \beta(m) \cdot (1 - (1 - q_x^i) \cdot v) + v \cdot (1 - q_x^i) \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^i\end{aligned}$$

### BARWERT EINER SOFORT BEGINNENDEN INVALIDENRENTE BIS ZUM PENSIONALTER

$$\begin{aligned}\ddot{a}_x^{i(\text{PA})} &= \sum_{t=0}^{\text{PA}-x} v^t \cdot {}_t p_x^i = 1 + \sum_{t=1}^{\text{PA}-x} v^t \prod_{j=0}^{t-1} (1 - q_{x+j}^i) = 1 + v \cdot (1 - q_x^i) \cdot \ddot{a}_{x+1}^{i(\text{PA})} \\ {}^{(m)}\ddot{a}_x^{i(\text{PA})} &= \alpha(m) - \beta(m) \cdot (1 - (1 - q_x^i) \cdot v) + v \cdot (1 - q_x^i) \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+a}^{i(\text{PA})}\end{aligned}$$

### BARWERT EINER SOFORT BEGINNENDEN, LEBENSLANGEN ALTERSPENSION

$$\begin{aligned}\ddot{a}_x^p &= \sum_{t=0}^{\omega-x} v^t \cdot {}_t p_x^p = 1 + \sum_{t=1}^{\omega-x} v^t \prod_{j=0}^{t-1} (1 - q_{x+j}^p) = 1 + v \cdot (1 - q_x^p) \cdot \ddot{a}_{x+1}^p \\ {}^{(m)}\ddot{a}_x^p &= \alpha(m) - \beta(m) \cdot (1 - (1 - q_x^p) \cdot v) + v \cdot (1 - q_x^p) \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^p\end{aligned}$$

### BARWERT EINER SOFORT BEGINNENDEN, LEBENSLANGEN WITWENPENSION

$$\begin{aligned}\ddot{a}_y^w &= \sum_{t=0}^{\omega-y} v^t {}_t p_y^w = 1 + \sum_{t=1}^{\omega-x} v^t \prod_{j=0}^{t-1} (1 - q_{y+j}^w) = 1 + v \cdot (1 - q_y^w) \cdot \ddot{a}_{y+1}^w \\ {}^{(m)}\ddot{a}_y^w &= \alpha(m) - \beta(m) \cdot (1 - (1 - q_y^w) \cdot v) + v \cdot (1 - q_y^w) \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{y+1}^w\end{aligned}$$

### 4.4.3 ANWARTSCHAFTEN AUF EIGENPENSION

#### ANWARTSCHAFT EINES AKTIVEN AUF LEBENSLANGE INVALIDITÄTSPENSION

$${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,i} = i_x \cdot \sqrt{v} \cdot \frac{{}^{(m)}\ddot{a}_x^i + {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^i}{2} + v \cdot (1 - q_x^a - i_x) \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^{a,i} \quad \text{mit } {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{a,i} = 0$$

#### ANWARTSCHAFT EINES AKTIVEN AUF INVALIDITÄTSPENSION BIS ZUM PENSIONALTER

$${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,i(PA)} = i_x \cdot \sqrt{v} \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_x^{i(PA)} + v \cdot (1 - q_x^a - i_x) \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^{a,i(PA)} \quad \text{mit } {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{a,i(PA)} = 0$$

#### ANWARTSCHAFT EINES AKTIVEN AUF ALTERSPENSION (MIT FIXEM PENSIONALTER)

$${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,p} = i_x \cdot \sqrt{v} \cdot \frac{{}^{(m)}\ddot{a}_x^{i,p} + {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^{i,p}}{2} + v \cdot (1 - q_x^a - i_x) \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^{a,p} \quad \text{mit } {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{a,p} = {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^p$$

#### ANWARTSCHAFT EINES INVALIDEN AUF ALTERSPENSION (MIT FIXEM PENSIONALTER)

Falls der Bezug von Invaliditätspension bis zum Tod definiert ist, erfolgt kein Übergang in die Alterspension und daher

$${}^{(m)}\ddot{a}_x^{i,p} = 0.$$

Falls jedoch Invalide mit Erreichen des Pensionsalters in die Alterspension übergeführt werden, gilt die Rekursionsbedingung

$${}^{(m)}\ddot{a}_x^{i,p} = v \cdot (1 - q_x^i) \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^{i,p} \quad \text{mit } {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{i,p} = {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^p.$$

### 4.4.4 ANWARTSCHAFTEN AUF WITWENPENSION

#### ANWARTSCHAFT EINES AKTIVEN AUF WITWENPENSION

$${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,w} = q_x^a \cdot h_{x+\frac{1}{2}} \cdot \sqrt{v} \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{y(x)+\frac{1}{2}}^w + i_x \cdot \sqrt{v} \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+\frac{1}{2}}^{i,w} + (1 - q_x^a - i_x) \cdot v \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^{a,w}$$

$$\text{mit } {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{a,w} = {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{p,w}.$$

#### Anwartschaft eines Aktiven auf Witwenpension nach Aktivität

$${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,a,w} = q_x^a \cdot h_{x+\frac{1}{2}} \cdot \sqrt{v} \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{y(x)+\frac{1}{2}}^w + (1 - q_x^a - i_x) \cdot v \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^{a,a,w} \quad \text{mit } {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{a,a,w} = 0$$

#### Anwartschaft eines Aktiven auf Witwenpension nach Invalidität

$${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,i,w} = i_x \cdot \sqrt{v} \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+\frac{1}{2}}^{i,w} + (1 - q_x^a - i_x) \cdot v \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^{a,i,w} \quad \text{mit } {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{a,i,w} = 0$$

#### Anwartschaft eines Aktiven auf Witwenpension nach Alterspension

$${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,p,w} = (1 - q_x^a - i_x) \cdot v \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^{a,p,w} \quad \text{mit } {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{a,p,w} = {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{p,w}$$

### ANWARTSCHAFT EINES INVALIDEN AUF WITWENPENSION

$${}^{(m)}\ddot{a}_x^{i,w} = q_x^i \cdot h_{x+\frac{1}{2}} \cdot \sqrt{v} \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{y(x)+\frac{1}{2}}^w + (1 - q_x^i) \cdot v \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^{i,w}$$

mit  ${}^{(m)}\ddot{a}_\omega^{i,w} = 0$ , wenn die Invalidenpension lebenslang als solche gewertet wird, und  ${}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{i,w} = {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{p,w}$ , wenn die Invalidenpension mit Erreichen des Pensionsalters in eine Alterspension überführt wird.

### ANWARTSCHAFTEN EINES ALTERSPENSIONISTEN AUF WITWENPENSION

$${}^{(m)}\ddot{a}_x^{p,w} = q_x^p \cdot h_{x+\frac{1}{2}} \cdot \sqrt{v} \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{y(x)+\frac{1}{2}}^w + (1 - q_x^p) \cdot v \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+1}^{p,w} \quad \text{mit } {}^{(m)}\ddot{a}_\omega^{p,w} = 0$$

## 4.5 FORMULIERUNG MIT KOMMUTATIONSZAHLEN

In der Vergangenheit wurden die oben dargestellten Formeln zur einfacheren manuellen Berechenbarkeit in sogenannten Kommutationszahlen (abhängig von Geschlecht, Alter und Zins) vorausberechnet und tabelliert, sodass die Berechnung der Barwerte und Anwartschaften sehr rasch ohne technische Hilfsmittel durchgeführt werden konnten. Für eine vollständige Auflistung der Definitionen der Kommutationszahlen sowie der Formeln für die Barwerte und Anwartschaften sei auf die Dokumentation der Tafeln von Ettl und Pagler [17] oder der deutschen Heubeck-Tafel DAV 2005-P [7] verwiesen.

Dabei kommen folgende Definitionen zur Anwendung:

$D_x^a = l_x^a v^x$	Diskontierte Zahl der Aktiven / Invaliden / Alterspensionisten
$D_x^i = l_x^i v^x$	
$D_x^p = l_x^p v^x$	
$N_x^a = \sum_x D_x^a$	Aufsummierte diskontierte Zahl der Aktiven / Invaliden / Alterspensionisten
$N_x^i = \sum_x D_x^i$	
$N_x^p = \sum_x D_x^p$	

Bei lebenslanger Zahlung läuft die Summe in den aufsummierten Kommutationszahlen bis zum Höchstalter  $\omega - 1$ , für abgekürzte Leistungen (z.B. Pensionszahlung nur bis zum Pensionsalter PA) läuft die Summe nur bis PA - 1. Letzteres wird in der Bezeichnung der Kommutationszahlen oft indiziert durch ein dem Zustand nachgestelltes "(PA)", z.B.  $D_x^{i(PA)}$  für eine nur bis zum Pensionsalter PA zahlbare Invaliditätspension.

Der Barwert einer sofort beginnenden Leibrente eines Zustandes  $\square$  berechnet sich dann als

$$\ddot{a}_x^\square = \frac{N_x^\square}{D_x^\square} \qquad {}^{(m)}\ddot{a}_x^\square = \alpha(m) \cdot \ddot{a}_x^\square - \beta(m)$$

$$\ddot{a}_x^{\square(PA)} = \frac{N_x^{\square(PA)}}{D_x^\square} \qquad {}^{(m)}\ddot{a}_x^{\square(PA)} = \alpha(m) \ddot{a}_x^{\square(PA)} - \beta(m) \cdot \left(1 - \frac{D_{PA}^\square}{D_x^\square}\right)$$

Für die Anwartschaften einer Person im Zustand  $\square$  auf Invalidenpension werden eigene Kommutationszahlen  $N_x^{\square,i}$  und  $D_x^{\square,i}$  definiert:

$${}^{(m)}D_x^{\square,i} = D_x^\square \cdot i_x \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+\frac{1}{2}}^i \cdot \sqrt{v} \qquad {}^{(m)}N_x^{\square,i} = \sum_x {}^{(m)}D_x^{\square,i}$$

$${}^{(m)}D_x^{\square,i(PA)} = D_x^\square \cdot i_x \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+\frac{1}{2}}^{i(PA)} \cdot \sqrt{v} \qquad {}^{(m)}N_x^{\square,i(PA)} = \sum_x {}^{(m)}D_x^{\square,i(PA)}$$

Für die Anwartschaften einer Person im Zustand  $\square$  auf Alterspension werden aufgrund des deterministischen Übergangs zum Pensionsalter keine eigenen Kommutationszahlen nötig.

Für die Anwartschaften einer Person im Zustand  $\square$  auf Witwenpension (aus demselben Zustand) werden die folgenden Kommutationszahlen benötigt:

$$\begin{aligned} {}^{(m)}D_x^{\square, [\square, ]w} &= D_x^{\square} \cdot q_x^{\square} \cdot h_x \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{y(x)+\frac{1}{2}}^w \cdot \sqrt{v} \\ {}^{(m)}N_x^{\square, [\square, ]w} &= \sum_x {}^{(m)}D_x^{\square, [\square, ]w} \end{aligned}$$

Für die Witwenpension eines Aktiven nach Tod im Zustand Invalid oder Alterspension werden folgende Definitionen benötigt:

$$\begin{aligned} {}^{(m)}D_x^{a,i,w} &= D_x^{a,a} \cdot i_x \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{x+\frac{1}{2}}^{i,w} \cdot \sqrt{v} \\ {}^{(m)}N_x^{a,i,w} &= \sum_x {}^{(m)}D_x^{a,i,w} \\ {}^{(m)}N_x^{a,p,w} &= {}^{(m)}D_{PA}^a \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^{p,w} \end{aligned}$$

Damit können die Anwartschaften bestimmt werden:

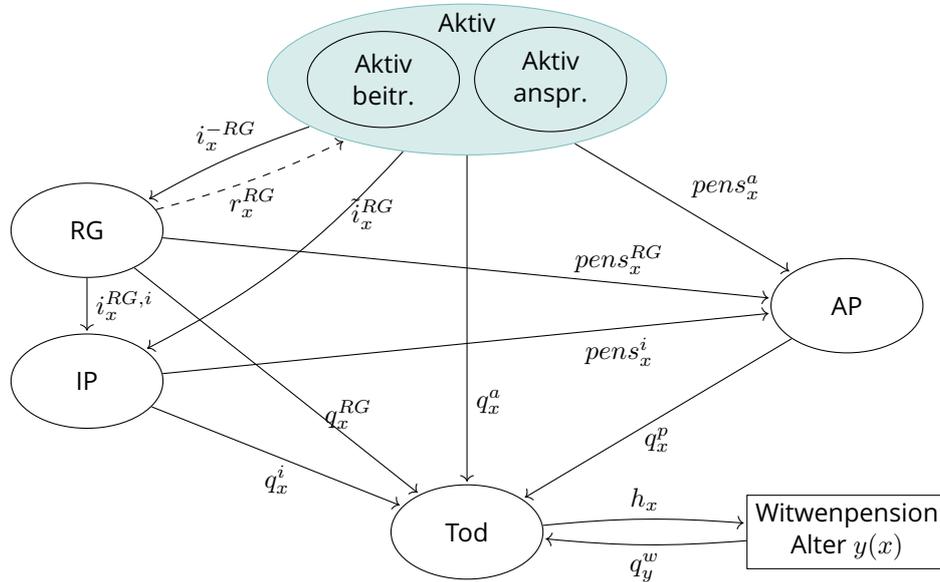
- eines Aktiven auf (lebensl. oder abgek.) Invalidenpension:  ${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,i} = \frac{{}^{(m)}N_x^{a,i}}{D_x^a}$  bzw.  ${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,i(PA)} = \frac{{}^{(m)}N_x^{a,i(PA)}}{D_x^a}$
- eines Aktiven auf Alterspension (nach Aktivität) ab dem Pensionsalter:  ${}^{(m)}a_x^{a,p} = \frac{D_{PA}^a}{D_x^a} \cdot {}^{(m)}\ddot{a}_{PA}^p$
- eines Alterspensionisten auf Witwenpension:  ${}^{(m)}\ddot{a}_x^{p,w} = \frac{N_x^{p,w}}{D_x^{p,w}}$
- eines Invaliden auf Witwenpension:  ${}^{(m)}\ddot{a}_x^{i,w} = \frac{{}^{(m)}N_x^{i,w}}{D_x^{i,w}}$
- eines Aktiven auf Witwenpension (Tod als Aktiver):  ${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,a,w} = \frac{{}^{(m)}N_x^{a,a,w}}{D_x^{a,a}}$
- eines Aktiven auf Witwenpension (Tod als Invalid):  ${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,i,w} = \frac{{}^{(m)}N_x^{a,i,w}}{D_x^{a,a}}$
- eines Aktiven auf Witwenpension (Tod als Alterspensionist):  ${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,p,w} = \frac{{}^{(m)}N_x^{a,p,w}}{D_x^{a,a}}$
- eines Aktiven auf Witwenpension:  ${}^{(m)}\ddot{a}_x^{a,w} = \frac{{}^{(m)}N_x^{a,a,w} + {}^{(m)}N_x^{a,i,w} + {}^{(m)}N_x^{a,p,w}}{D_x^{a,a}}$

## 4.6 DAS VOLLSTÄNDIGE MARKOV-MODELL MIT REHABILITATIONSGELD

Um sämtliche Aspekte der Pensionsversicherung stochastisch abzubilden, ist es nötig, den bisher betrachteten Zustandsraum etwas zu erweitern und den Bezug von Rehabilitationsgeld als eigenen Zustand einzuführen. Ebenso sollte streng genommen der Zustand der Aktivität in zwei Zustände aufgeteilt werden, nämlich in beitragsleistende Aktive (d.h. die Person ist noch im entsprechenden Unternehmen oder überhaupt erwerbstätig) sowie in anspruchsberechtigte Aktive, die bereits im Invaliditäts- oder Alterspensionsfall Ansprüche auf die entsprechende Leistung erworben haben, jedoch nicht mehr im konkret betrachteten Unternehmen tätig (oder überhaupt erwerbstätig) sind. Die Übergangswahrscheinlichkeiten zwischen diesen beiden Aktivitätszuständen gehen über den Umfang der hier beschriebenen Pensionstafel hinaus. Der Übergang vom beitragsleistenden zum anspruchsberechtigten Aktivitätszustand wird üblicherweise über die Fluktuationswahrscheinlichkeiten beschrieben, die die Wahrscheinlichkeit des Ausscheidens einer Person aus dem Unternehmen angeben. Die geeignete Wahl dieser Fluktuationen bleibt dem jeweiligen Gutachter überlassen.

Einen Hinweis auf die – unternehmensunabhängige und daher für die Bewertung eines konkreten Unternehmens nicht unbedingt direkt anwendbare – Höhe dieser Fluktuationen können die sonstigen Ausscheidewahrscheinlichkeiten der Datenabfrage des Pensionskassenbestandes (siehe Anhang B) geben.

Ebenso können dazu Daten der abgestimmten Erwerbsstatistik der Statistik Austria [43] herangezogen werden, um für den jeweiligen Geschäftszweig des zu bewertenden Unternehmens die geeigneten Fluktuationen zu plausibilisieren, sofern das Unternehmen selbst nur über unzureichende Daten verfügt.



## **Teil II**

# **Die Herleitung der Tafelkomponenten im Detail**

# Kapitel 5

## Aktivensterblichkeiten $q_x^a$ , $q_y^a$ und $q_u^a$

### 5.1 DATENBASIS ZUR AKTIVENSTERBLICHKEITEN

Es liegen zur Bestimmung der Aktivensterblichkeiten  $q_x^a$  und  $q_y^a$  folgende Datengrundlagen vor:

- **Anzahl Angestellte, Arbeiter und Sozialleistungsempfänger mit zugehörigen Todes- und Invalidisierungsfällen [33] (Hauptquelle)**
  - Gesamtheit: Beitragspflichtige Pensionsversicherte jeweils am Jahresbeginn
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Angestellte/Arbeiter/Sozialleistungsempfänger
  - Variablen: Anzahl Pflichtversicherte am 31.12. des Vorjahres; davon: Todesfälle, Zuerkennungen Invaliditätspension und Rehabilitationsgeld jeweils während des Kalenderjahres; Todesfälle weiters aufgetrennt in Tod nach Zuerkennung IP, Tod nach Zuerkennung Rehabilitationsgeld und sonstige Todesfälle
  - Beobachtungsjahre: 2009-2017
  - Quelle: Hauptverband der Sozialversicherungsträger; Spezialauswertung durchgeführt durch Mag. Grillitsch und Mag. Schmotzer
  - Kongruente Gesamtheit und Leistungsfälle daraus (die Todesfällen sind weiter in Tod nach IP, RG und sonstige aufgeteilt, um Doppelzählungen zu bereinigen)
  - Personenhierarchie: ist (i) Angestellte, (ii) Arbeiter, (iii) Sozialleistungsempfänger (Arbeitslosengeld, Notstandshilfe, Pensionsvorschuss, Sonderunterstützung, Weiterbildungsgeld, Krankengeld, KBG/Wochengeld, Übergangsgeld, Familienhospizkarenz, Pflegekarenz)
  - Bezieher von Sozialleistung werden nicht nach Angestellten und Arbeitern getrennt geführt, sie müssen auf Angestellte und Arbeiter gemappt werden (siehe Abschnitt 5.3 sowie A.1).
  - Bezieher von Rehabilitationsgeld sind weder als Aktive/Beitragspflichtige noch als Bezieher von Sozialleistungen geführt. Sie werden aus einer gesonderten Auswertung [32] herangezogen (siehe Abschnitt 6.4).
- **Bezieher von Rehabilitationsgeld der PVA (Stand, Zu- und Abgang nach Gründen) 2014-2017 [32] (Hauptquelle)**
  - Gesamtheit: Bezieher von Rehabilitationsgeld der PVA (Arbeiter und Angestellte getrennt)
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Arbeiter/Angestellte
  - Variablen: Stand Dezember, Neuzugang und Abgang gesamt, sowie nach Abgangsgrund (dauernde BU / Invalidität, Genesung, Tod, berufliche Rehabilitation, mangelnde Mitwirkung, sonstige)
  - Beobachtungsjahre: 2014-2017
  - Quelle: Hauptverband der Sozialversicherungsträger, Auswertung von Frau Obermayr (Sozialministerium) durchgeführt und als Excel-Dateien zur Verfügung gestellt

## VERGLEICHSGRÖSSEN

Für Vergleiche der (Zwischen-)Ergebnisse wird weiters auf folgende Vergleichsgrößen zurückgegriffen

- Auswertung der Bestandsabfrage der Pensionskassen [44]
- Österreichische Volkssterbetafel 2010/12, Quelle: Statistik Austria [45]
- Bevölkerungszahlen und Todesfälle Österreich 1947–2016, Quelle: Statistik Austria [39]
- Tafel "AVÖ 2008-P - Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung Pagler & Pagler" [1]

## 5.2 DAS PROBLEM DER AKTIVENSTERBLICHKEIT

Die Bestimmung der Aktivensterblichkeiten  $q_x^a$  gehört zu den diffizilsten Bereichen der Erstellung einer Pensionstafel nach ASVG-Daten. Die Problematik liegt vor allem in der Definition der Aktiven und der Nicht-Beobachtbarkeit der entsprechenden Gesamtheit.

Einerseits können als Aktive alle Personen gesehen werden, die aktuell beitragspflichtig in der gesetzlichen Pensionsversicherung sind, also einer Erwerbstätigkeit nachgehen. Diese Personen sind auch für die Bewertung von Pensionszusagen als die Gesamtheit zu sehen, die Beiträge zur jeweiligen Zusage liefern. Im sozialversicherungsrechtlichen Sinn sind jedoch als Aktive auch alle Personen zu sehen, die potentiell in den Genuss einer Invaliden- oder Alterspension kommen können. Dies sind zwar einerseits die aktiv beitragspflichtigen Personen der PV-Träger, sofern sie die entsprechenden Versicherungsdauern bereits aufweisen (z.B. nach §236 ASVG 15 Jahre für die Alterspension, mind. 60 Monate für die Zuerkennung einer Invaliditätspension). Andererseits können jedoch auch Personen in den Bezug einer Invalidenpension der PVA kommen, die zum Zeitpunkt der Invalidisierung gerade nicht als Angestellte oder Arbeiter beitragspflichtig sind. Dies ist z.B. der Fall bei Arbeitslosigkeit oder bei Aufnahme einer selbständigen Tätigkeit, nachdem ausreichend Versicherungszeit als Angestellte oder Arbeiter erworben wurden.

Für die Bewertung der möglichen Prämienzahlungen wären also lediglich die aktiv Beitragspflichtigen als Aktive zu sehen, für die Bewertung der Verpflichtung jedoch alle Personen, die bisher bereits einen Anspruch erworben haben, auch wenn sie aktuell nicht in der gesetzlichen Pensionsversicherung aktiv beitragspflichtig sind.

Erschwerend kommt hinzu, dass die Existenz eines Anspruchs auf Invaliden- oder Witwenpension nicht laufend überprüft und daher in den Daten vorhanden ist, sondern lediglich im möglichen Leistungsfall anlassbezogen überprüft wird. Insofern ist es in der Pensionsversicherung unmöglich, die Gesamtheit aller Personen genau zu bestimmen, die aktuell Anspruch auf eine Invaliditäts- oder Alterspension bei Eintritt der Invalidität oder Erreichen des Pensionsalters haben. Dementsprechend ist auch die Zahl der entsprechenden Todesfälle nicht bestimmbar.

Ein möglicher Ausweg, der in der Vergangenheit (z.B. in den Tafeln von Ettl und Pagler [17]) besprochen wurde, ist die Heranziehung der Daten der gesetzlichen Krankenversicherung, wobei auch hier die Voraussetzungen für die tatsächliche Zuerkennung einer Invaliditäts- oder Hinterbliebenenpension nicht überprüft werden können und die oben beschriebenen Fälle, in denen z.B. ein Selbständiger in Invaliditätsfall eine IP aus der PVA der Angestellten erhält, nicht abgedeckt werden. Eine weitere Alternative wäre die Heranziehung aller Personen mit Pensionskonto als Gesamtheit der Aktiven.

Insofern ist der Versuch, die Gesamtheit der Aktiven und die Todes- und Invalidisierungsfälle daraus genau und vor allem kongruent zu bestimmen, von vornherein zum Scheitern verurteilt. Auch wenn die Invalidisierungsfälle aus den Neuzuerkennungen der Invaliditätspensionen exakt bekannt sind, kann die Gesamtheit, aus der diese Invalidisierungsfälle erfolgen, nie genau bestimmt, sondern lediglich durch sehr weite Schranken aus anderen Quellen (z.B. Krankenversicherung, alle Personen mit Pensionskonto) approximiert werden.

Eine Alternative, die bei der Erstellung der Tafel AVÖ 2018-P zur Anwendung kommen soll, ist, nicht von der Gesamtzahl der Alters- und Invaliditätspensionen auszugehen und die zugehörige Grundgesamt-

heit herleiten zu wollen, sondern sich von vornherein nur auf eine – möglichst repräsentative – Teilmenge der Aktivengesamtheit zu konzentrieren, dabei jedoch sowohl die Gesamtheit exakt zu bestimmen, als auch die Todes- und Invaliditätsfälle aus genau diesem Teilbestand zu betrachten. In unserem Fall sollen die aktiv beitragspflichtigen Personen der PVA (getrennt nach Arbeiter, Angestellten) und die Sozialleistungsempfänger als diese Teilgesamtheit aller potentiellen Invaliditäts- oder Hinterbliebenenpensionsexponierten betrachtet werden. Dieser Zugang ist analog zu der von der Statistik Austria z.B. in [18] angewendeten Zensus-Follow-Up-Methode, wobei jedoch hier als Ausgangsgröße nicht die Stände der Volkszählung herangezogen werden, sondern der Gesamtbestand an zu Jahresbeginn beitragspflichtigen oder sozialleistungsbeziehenden Personen.

Für diese Gesamtheit lassen sich sowohl die (Aktiven-)Sterblichkeiten als auch die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten und die Wahrscheinlichkeiten der Zuerkennung von Rehabilitationsgeld seit 2014 aus den Daten des Hauptverbandes der Sozialversicherungsträger auswerten.

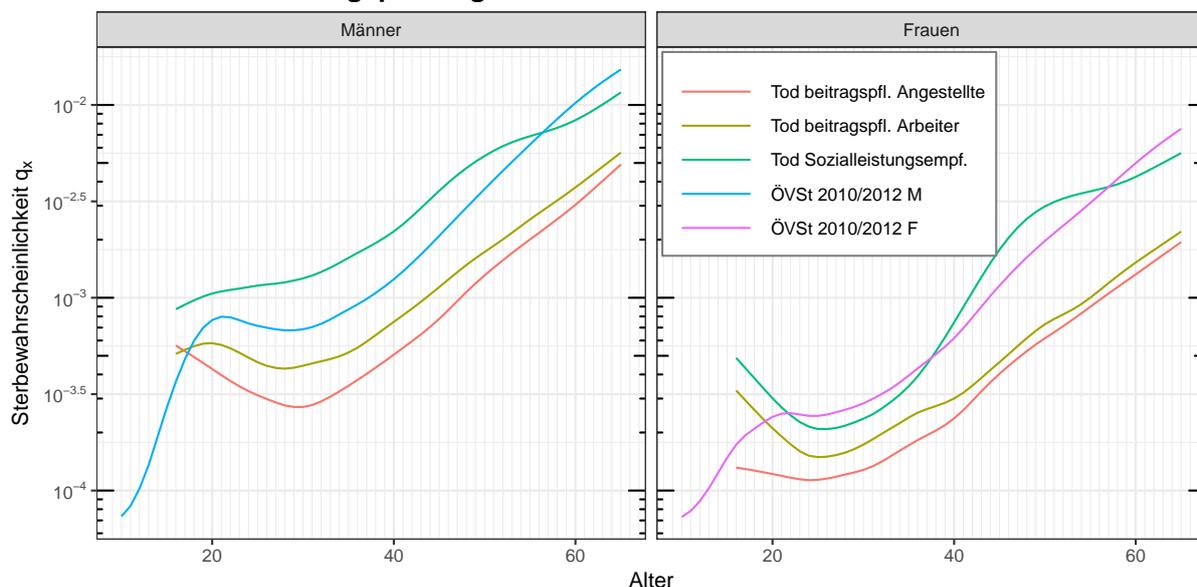
### 5.3 HERLEITUNG DER AKTIVENSTERBLICHKEIT DER ASVG-PFLICHTVERSICHERTEN

Für die Aktivensterblichkeit der ASVG-Pflichtversicherten (Arbeiter und Angestellte) soll wie oben erläutert die Beobachtung der aktiv in der Pensionsversicherung Pflichtversicherten herangezogen werden. Die Daten liegen durch den Hauptverband der Sozialversicherungsträger ausgewertet für die Jahre 2009 – 2017 vor, wobei jeweils der Stand der aktiv beitragspflichtigen Personen am 31.12. des Vorjahres (getrennt nach Arbeiter, Angestellte und Sozialleistungsempfänger zu diesem Zeitpunkt) gegenübergestellt wird den Todesfällen, Zuerkennungen von Invaliditätspensionen und Zuerkennungen von Rehabilitationsgeld aus diesem Bestand während des Jahres. Insbesondere werden dabei keine Neuzugänge während des Jahres beobachtet, und der Bestand wird auch bei Ausscheiden aus der beitragspflichtigen Versicherung der PVA bis zum Jahresende betrachtet (d.h. Personen, die am Jahresanfang im Bestand waren und dann arbeitslos werden oder in die Selbständigkeit wechseln, werden dennoch das gesamte Jahr über betrachtet). Bezieher von Rehabilitationsgeld sind in dieser Auswertung nicht einbezogen. Für die Definition von Invaliditätspension und Rehageldbezug als Invalidität (siehe Abschnitte 6.3 und 6.3.2) ist dies genau die benötigte Grundgesamtheit, für die reine (unbefristete) ASVG-Invaliditätspension müssen die Bezieher von Rehageld aus anderer Quelle hinzugefügt werden.

Die detaillierte Analyse des betrachteten Datenbestandes findet sich im Anhang A.1.1.

Für die Aktivensterblichkeit der aktiv beitragspflichtigen Arbeiter (ohne Bezieher von Sozialleistungen), Angestellten und der Sozialleistungsempfänger in der Pensionsversicherung ergeben sich unmittelbar folgende Werte:

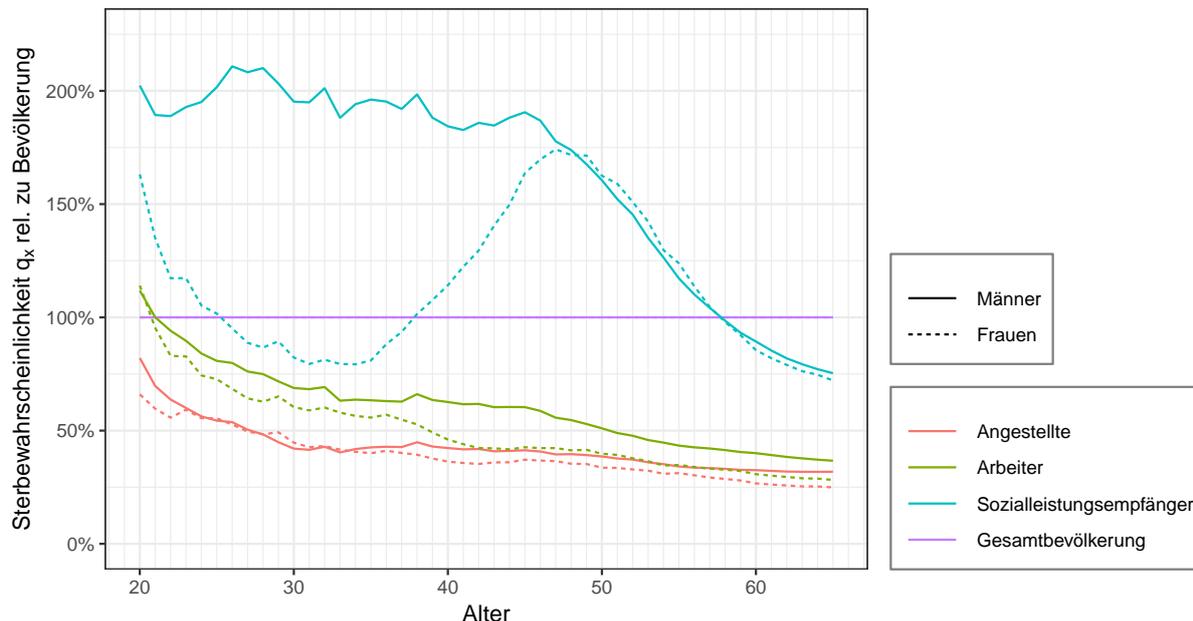
### Sterblichkeit beitragspflichtige Personen PVA



Insbesondere ist für aktiv beitragspflichtige Angestellte und Arbeiter ein deutlich niedrigeres Niveau zu beobachten als die Gesamtbevölkerung. Dies ist insofern auch zu erwarten, als ein Großteil der Leistungs- und Todesfälle von Personen stammt, die eine gewisse Zeit bereits nicht mehr voll im Erwerbsleben stehen können (z.B. Krankengeld). Insofern ist der Aktivenbestand eine Mischung aus den aktiv beitragspflichtigen Personen plus den Sozialleistungsempfängern, die jedoch nicht nach Arbeiter und Angestellte getrennt geführt werden (können), plus den potentiellen Leistungsempfängern aus anderen Trägern, die bereits genügend Versicherungsmonate als Angestellte oder Arbeiter erworben haben, aber nicht mehr als solche tätig sind. Daten zu den aktiv beitragspflichtigen Personen liegen getrennt nach Arbeitern und Angestellten vor. Daten zu den Sozialleistungsempfängern liegen nur in Summe vor und nicht nach Angestellten und Arbeitern getrennt. Sie sollen im Verhältnis der Bestände und der Leistungsfälle auf die Angestellten und Arbeiter aufgeteilt werden. Und schließlich liegen keine Daten zu aktiven pensionsversicherten Personen vor, die zwar Ansprüche auf eine Invaliditäts- oder Hinterbliebenenpension als Angestellte oder Arbeiter haben, im jeweiligen Beobachtungsjahr jedoch eine anderen Versicherungsgruppe (z.B. Selbständige) angehören. Über letztere kann lediglich die Annahme getroffen werden, dass ihre Sterblichkeit und Invalidisierung sich nicht zu stark von jenen der aktiv Beitragspflichtigen und der Sozialleistungsempfänger unterscheidet. Jedenfalls wird in die Bestimmung der Sterblichkeiten und Invalidisierungswahrscheinlichkeiten weder ihr Bestand, noch die Todes- und Leistungsfälle aus diesem Personenkreis einbezogen (im Gegensatz zur Bestimmung der Invalidisierung über den gesamten Zugang zur Invaliditätspension).

Der Unterschied der Sterblichkeit der aktiv beitragspflichtigen Personen zur Gesamtbevölkerung bewegt sich durchwegs im Bereich von 50–60%, die Sterblichkeit der Sozialleistungsempfänger ist im Gegenzug erwartungsgemäß um ca. 100–130% höher als jene der Gesamtbevölkerung. Gerade bei den Sozialleistungsempfängerinnen ist jedoch im Bereich 25–35 Jahre fast kein Unterschied zur Gesamtbevölkerung zu erkennen, wogegen ab dem Alter 40 die Sterblichkeit der Sozialleistungsempfänger auf ein ähnliches Niveau wie jenes der Männer ansteigt. Ein Grund hierfür mag sein, dass z.B. Wochengeld ebenfalls zu den Sozialleistungen zählen und damit die gesellschaftliche Zusammensetzung der Sozialleistungsempfängerinnen sich in diesen Altersbereichen stark von den männlichen Sozialleistungsempfängern unterscheidet. Dies wird auch durch einen Blick auf die Bestandsgröße (siehe Grafik im Abschnitt A.1.1) untermauert: Die Zahl der Sozialleistungsempfängerinnen ist zwischen Alter 20 und 40 im Vergleich zu den Männern deutlich erhöht mit dem Maximum knapp über 30 Jahren, also genau im gebärfähigen Alter. Die Todeszahlen der Frauen liegen dennoch deutlich unter den Männern in diesem Bereich.

### Beitragspflichtige und Sozialleistungsempfänger im Vergleich



#### 5.3.1 AUSWIRKUNG DER EINFÜHRUNG DES REHABILITATIONSGELDES AUF DIE AKTIVENSTERBLICHKEIT

Aufgrund der beiden möglichen Definitionen von Invalidität (einerseits nur unbefristete Invaliditätspension, andererseits analog zur "alten" Invalidität zusätzlich der Bezug von Rehabilitationsgeld) müssen streng genommen für diese beiden Fälle auch zwei verschiedene Aktivensterblichkeiten hergeleitet werden.

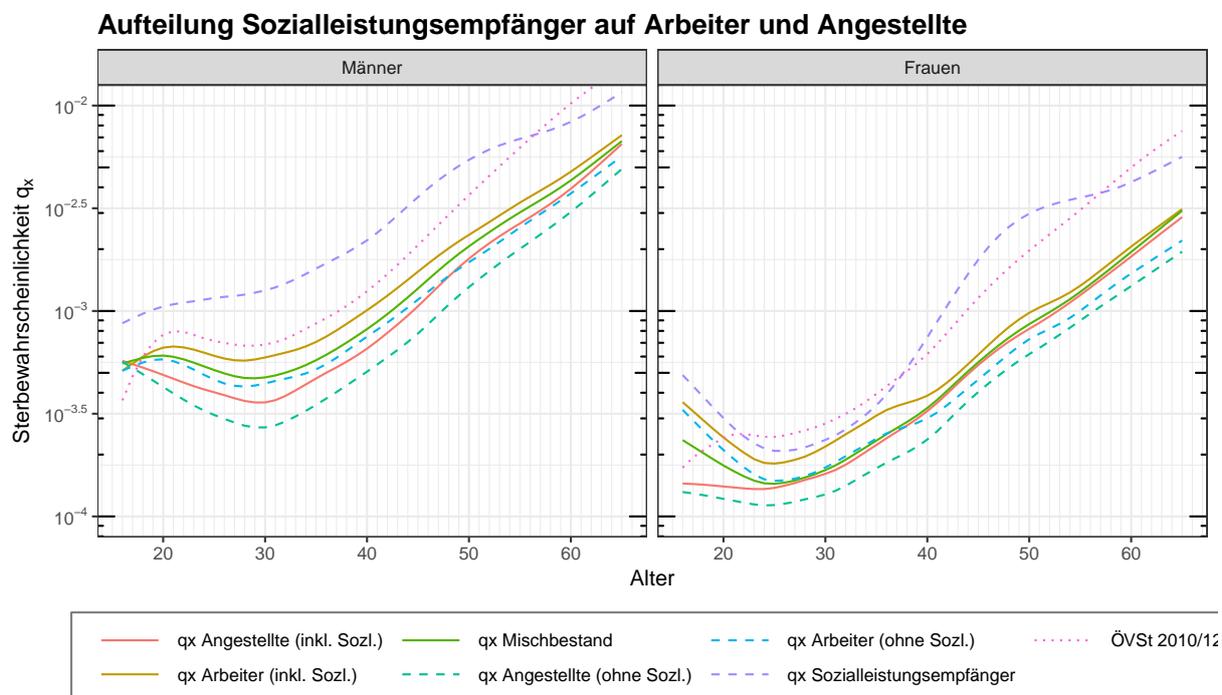
- Invalidität nach ASVG (nur unbefristete IP): Die Bezieher von Rehabilitationsgeld (und damit auch deren Todesfälle) zählen als Bezieher einer Leistung der Krankenversicherung wie die Beitragspflichtigen zu den Aktiven aus Sicht der Pensionsversicherung.
- Invalidität als IP und Reha-geld: Nur die tatsächlich Aktiven (Beitragspflichtigen und Sozialleistungsempfänger) sind die Grundgesamtheit, Todesfälle sind nur aus dieser Grundgesamtheit zu werten

Da die Bezieher von Rehabilitationsgeld eine deutlich höhere Sterblichkeit als die Aktiven aufweisen (siehe Abschnitt 6.4), ist die Aktivensterblichkeit im zweiten Fall niedriger als im ersten. Allerdings liegen aufgrund der Übergangsbestimmung für vor 1964 geborene Personen für ersteren Fall ab dem Alter 50 nur wenige bis gar keine Daten vor, sodass die Werte bis zum Regelpensionsalter und darüber bestenfalls aus den Beobachtungen und im Vergleich mit der Aktivensterblichkeit des zweiten Falls genähert werden können.

#### 5.3.2 AKTIVENSTERBLICHKEIT OHNE BEZIEHER VON REHABILITATIONSGELD (INVALIDITÄT UMFASST REHABILITATIONSGELD)

Ist der Bezug von Rehabilitationsgeld als Invalidität in der Zusage definiert, so gelten als Aktive nur die Beitragspflichtigen und Sozialleistungsempfänger (sowie Anspruchsberechtigte aus anderen Trägern, deren Todesfälle jedoch hier auch nicht beobachtet werden). Insbesondere sind die oben diskutierten drei Gesamtheiten ausreichend, um die Sterblichkeit der Aktiven in diesem Fall herzuleiten.

Werden also die Sozialleistungsempfänger und deren Todes- und Leistungsfälle der Jahre 2009–2017 (Zentraljahr 2013) wie oben beschrieben auf die Angestellten und Arbeiter verteilt, ergibt sich folgendes Bild:

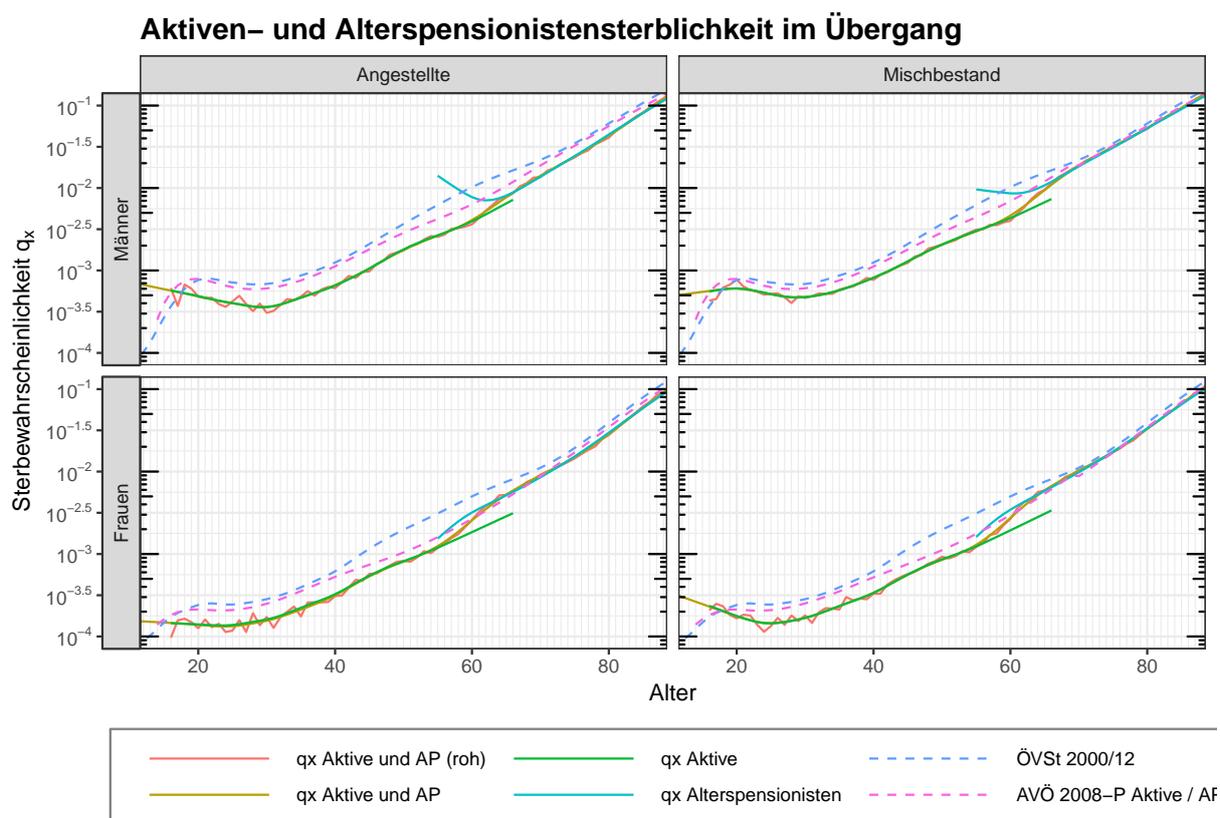


Diese Sterblichkeiten können unmittelbar als Aktivensterblichkeiten für den Fall herangezogen werden, dass Rehabilitationsgeld auch als Invalidität definiert ist. Die Verwendung der Daten auch aus den Jahren 2009–2013 vor Einführung des Rehabilitationsgeldes ist insofern gerechtfertigt, als sich die IP alt und die IP neu inklusive Rehabilitationsgeld nur relativ wenig unterscheiden (siehe das Kapitel 6 über die Invalidisierung). Für den Fall, dass nur die unbefristete IP als Invalidität zählt, ist dieser Zugang klarerweise nicht mehr möglich.

### 5.3.3 ÜBERGANG ZU ALTERSPENSIONISTENSTERBLICHKEIT

Ab dem Alter ca. 50 geht die Aktivensterblichkeit im Vergleich zur Gesamtbevölkerung deutlich zurück. Im Gegenzug wird jedoch bei den Pensionisten vor dem Alter 60 eine deutlich erhöhte Sterblichkeit beobachtet (vorzeitige Alterspension, in der Vergangenheit teils noch aus gesundheitlichen Gründen). Insgesamt betrachtet erfolgt in der Gesamtheit der nicht-invaliden Angestellten und Arbeiter durch die Möglichkeit der vorzeitigen Alterspension ein gradueller Übergang von Aktivität zu Alterspension, der jedoch in den Tafeln nicht stochastisch durch Alterspensionierungswahrscheinlichkeiten abgebildet ist<sup>1</sup>. Es sollte daher auch in den Sterblichkeiten ein stetiger Übergang von Aktivensterblichkeit zu Alterspensionistensterblichkeit (siehe Abschnitt 7) gewählt werden. Im Überlappungsbereich können die Bestände und Todesfälle kumuliert betrachtet werden und Rohwahrscheinlichkeiten abgeleitet werden, die dann nach entsprechender Glättung als Sterbewahrscheinlichkeiten der Aktiven und der Alterspensionisten dienen.

<sup>1</sup>Siehe jedoch Abschnitt 6.7 zu einer Diskussion und Darstellung der beobachteten stochastischen Alterspensionierung des ASVG-Gesamtestandes



### 5.3.4 AKTIVENSTERBLICHKEIT INKLUSIVE BEZIEHER VON REHABILITATIONSGELD (INVALIDITÄT UMFASST NUR UNBEFRISTETE IP)

Ist der Bezug von Rehabilitationsgeld nicht als Invalidität in der Zusage definiert, so sind die Bezieher von Rehabilitationsgeld auch als Aktive zu sehen und ihre Anzahl sowie die entsprechenden Todesfälle jenen der Aktivenauswertung hinzuzufügen. Die Daten zu den Beziehern von Rehabilitationsgeld liegen aus einer Auswertung des Sozialministeriums (Datenquelle: Hauptverband der Sozialversicherungsträger) vor, wobei für die Jahre 2014–2017 jeweils die Dezember-Stände, sowie die Zu- und Abgänge während des Jahres (gegliedert nach Ausscheidegründen) vorliegen, jeweils nach Geschlecht und Arbeiter/Angestellte getrennt. Die detaillierte Diskussion dieser Auswertung findet sich in Abschnitt 6.4.

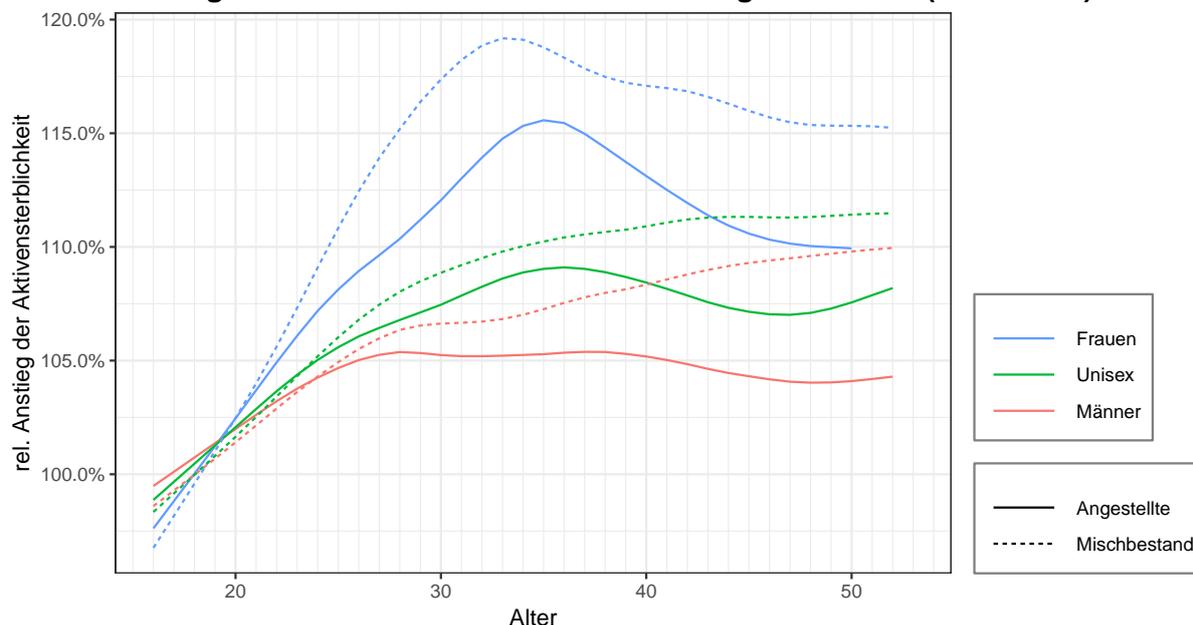
Da die Daten zu Rehabilitationsgeld erst seit 2014 existieren, sind sämtliche Auswertungen zu diesem Fall nur für die Jahre 2014–2017 (Zentraljahr 2015,5) möglich. Um die Tafeln später vergleichen zu können, werden in allen Grafiken in diesem Abschnitt entweder auch die Invaliditätspension inklusive Rehageld nur für diesen Zeitbereich ausgewertet (sodass die gezeigten Wahrscheinlichkeiten für diesen Fall nicht exakt der finalen Tafel entsprechen) oder alle Wahrscheinlichkeiten werden mittels des Trends der Tafel AVÖ 2018-P auf dieselbe Periode verschoben.

- Grundgesamtheit: Beitragspflichtige + Sozialleistungsempfänger + Bezieher Rehageld
- Todesfälle: Tote aus Auswertung (Beitragspflichtige + Sozialleistungsempfänger) - Tote nach Zuerkennung IP - Tote nach Zuerkennung RG + Tote RG-Bezieher

Durch die Einbeziehung der Bezieher von Rehabilitationsgeld als Aktive erhöht sich die Aktivensterblichkeit im Vergleich zum Fall, in dem auch Rehageld als Invalidität gilt.<sup>2</sup>

<sup>2</sup>Das Alter 53, zu dem aufgrund der Übergangsbestimmung lediglich ein Beobachtungsjahr zur Verfügung steht, musste aufgrund der geringen Datenmenge dabei ausgespart werden.

### Anstieg der Aktivensterblichkeit durch Reha­geld­bezieher (2014–2017)



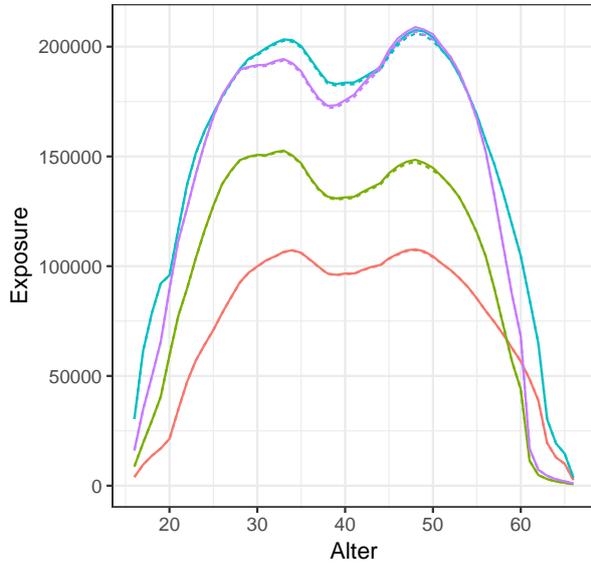
Die relativ stark schwankenden Faktoren der Rohwerte der einzelnen Alter mussten dabei geglättet werden.

Der Einfluss des Rehabilitationsgeldes scheint also bei Frauen, die den überwiegenden Teil der Bezieher von Rehabilitationsgeld darstellen, deutlich unterschiedlich von jenem der Männer zu sein. Insgesamt scheint sich der Einfluss jedoch ab dem Alter 45 jeweils einzupendeln, wobei dieser Altersbereich auch jener mit der höchsten Zahl an RG-Beziehern ist. Daher werden für Alter über 50 Jahren, für die wegen der Übergangsbestimmung noch keine Daten zum Bezug von Rehabilitationsgeld vorliegen, die beobachteten Steigerungsfaktoren auf die Aktivensterblichkeit durch die Einbeziehung der befristet berufsunfähigen bzw. invaliden Personen (künftige Rehabilitationsgeldbezieher) als konstant vom Alter 50 weg fortgeschrieben mit folgenden Werten:

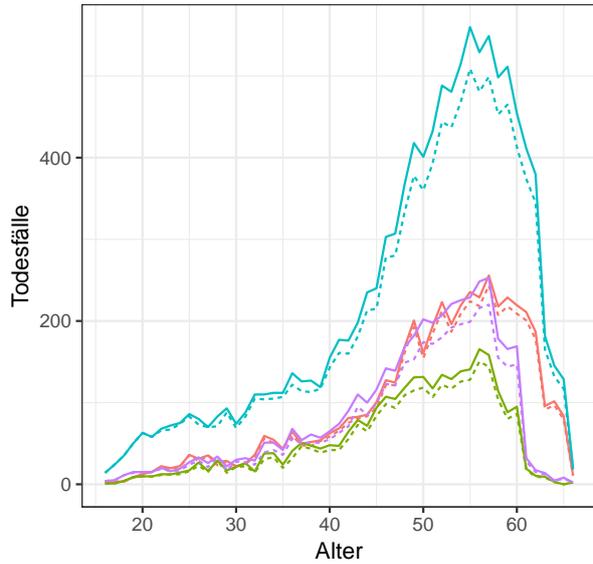
	Männer	Frauen	Unisex
Angestellte	105%	110%	107,5%
Mischbestand	110%	115%	111,5%

Mit dieser Skalierung der Aktivtodesfälle der Alter über 50 ergeben sich folgende Exposures und Todeszahlen für die Ableitung der Aktivensterblichkeit bei Einbeziehung der RG-Bezieher als Aktive. Die Todesfälle bis Alter 50 mit RG-Bezieher sind dabei beobachtet, ab Alter 51 aus den Aktivtoten ohne RG-Bezieher skaliert. Die Exposure darf dabei ab dem Alter 51 nicht mitskaliert oder um potentielle künftige RG-Bezieher bereinigt werden, da ansonsten der Skalierungsfaktor nicht mehr für die daraus abgeleitete Sterblichkeit gilt.

Exposure Aktive gesamter Altersbereich



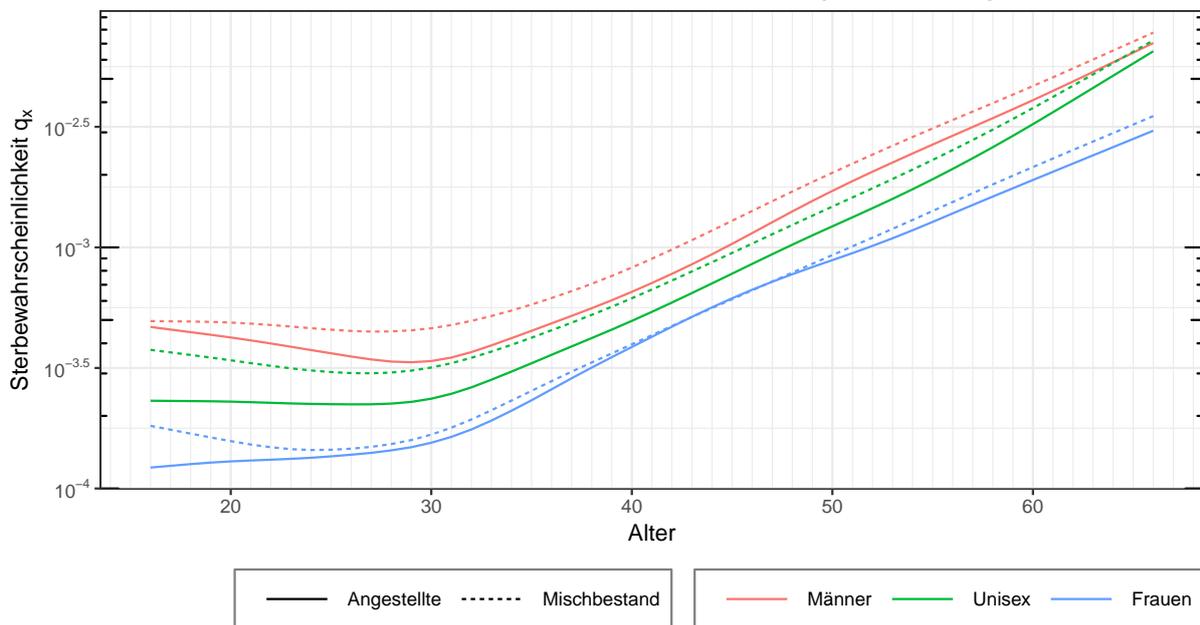
Aktivtote gesamter Altersbereich



Stand — Ang. Männer — Ang. Frauen — Misch. Männer — Misch. Frauen Variable — mit RG-Bez. - - - - ohne RG-Bez.

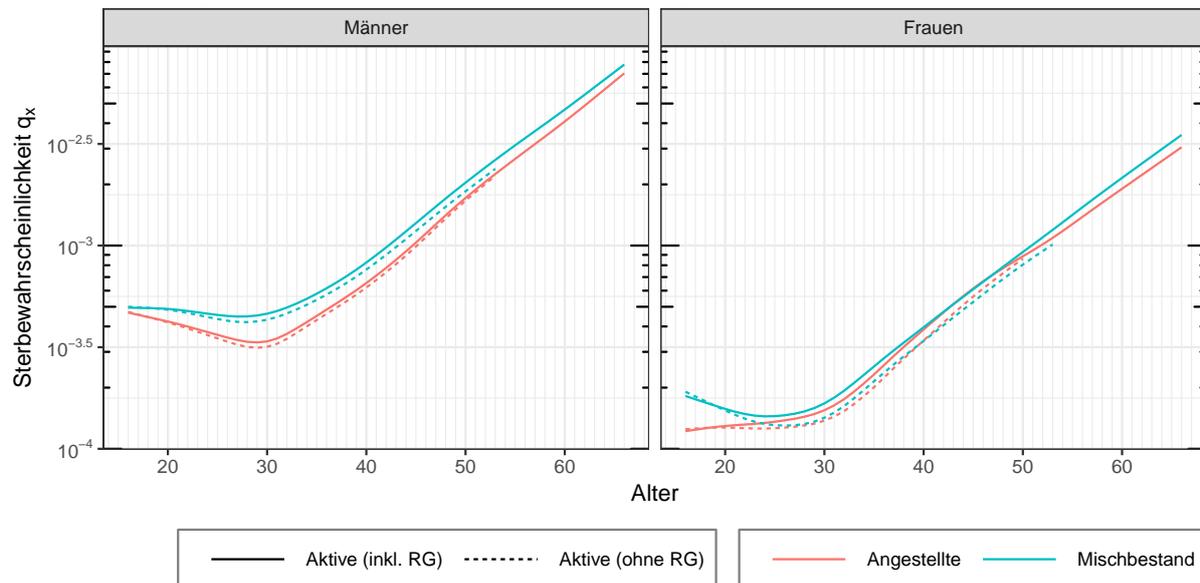
Damit lassen sich nun die Aktivensterblichkeiten bis zum Alter 65 aus den Daten und dieser Extrapolation der Aktivtodesfälle direkt herleiten.

**Aktivensterblichkeit bis Alter 65 inkl. RG-Bezieher (Jahr 2015.5)**



Im Vergleich zu den Aktivensterblichkeiten, wenn das Rehabilitationsgeld auch als Invalidität gewertet wird, steigt die Sterblichkeit wie erwartet an:

### Anstieg Aktivensterblichkeit durch Rehageldbezieher

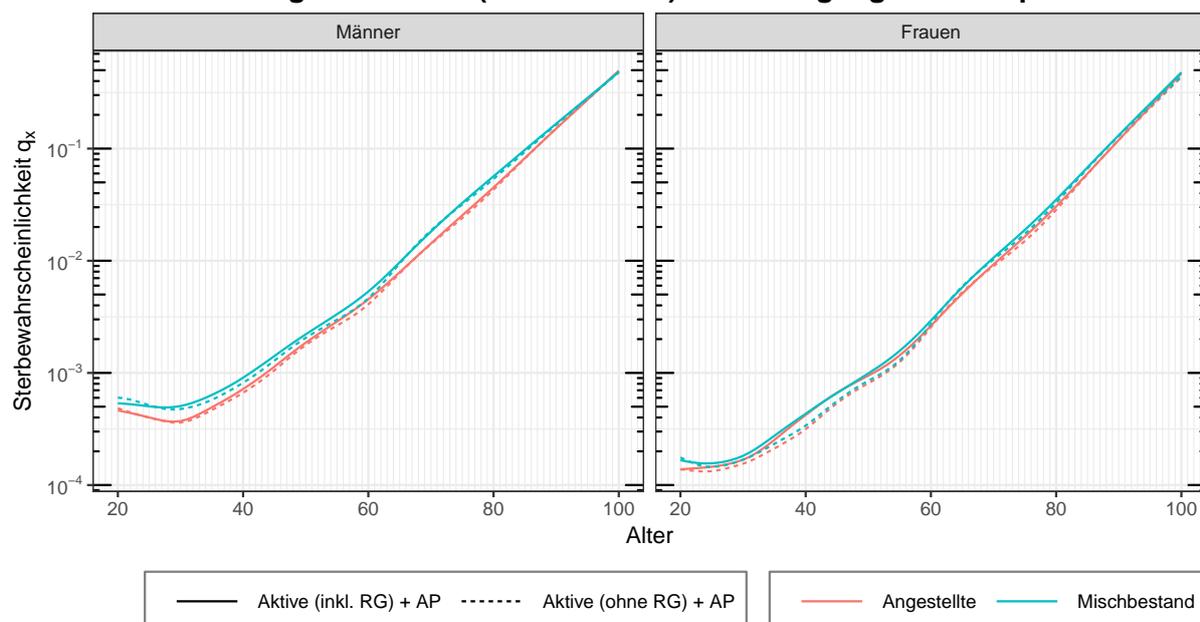


### 5.3.5 ÜBERGANG ZUR ALTERSPENSIONISTENSTERBLICHKEIT

Wie auch schon im Fall mit Rahageld kann auch für die ausschließlich unbefristete Invalidität ein fließender Übergang von der Aktivensterblichkeit zur Alterspensionistensterblichkeit erfolgen, indem die Exposures und die Todesfälle der beiden (teilweise altersmäßig überlappenden) Bestände aggregiert wird. Da nur die Daten der Jahre 2014–2017 herangezogen werden, ist das Zentraljahr 2015,5.

Der Vergleich mit den oben hergeleiteten Sterblichkeiten ohne Rehageldbezieher ergibt folgendes Bild:

### Einfluss Rehageldbezieher (Periode 2013) und Übergang zu Alterspension



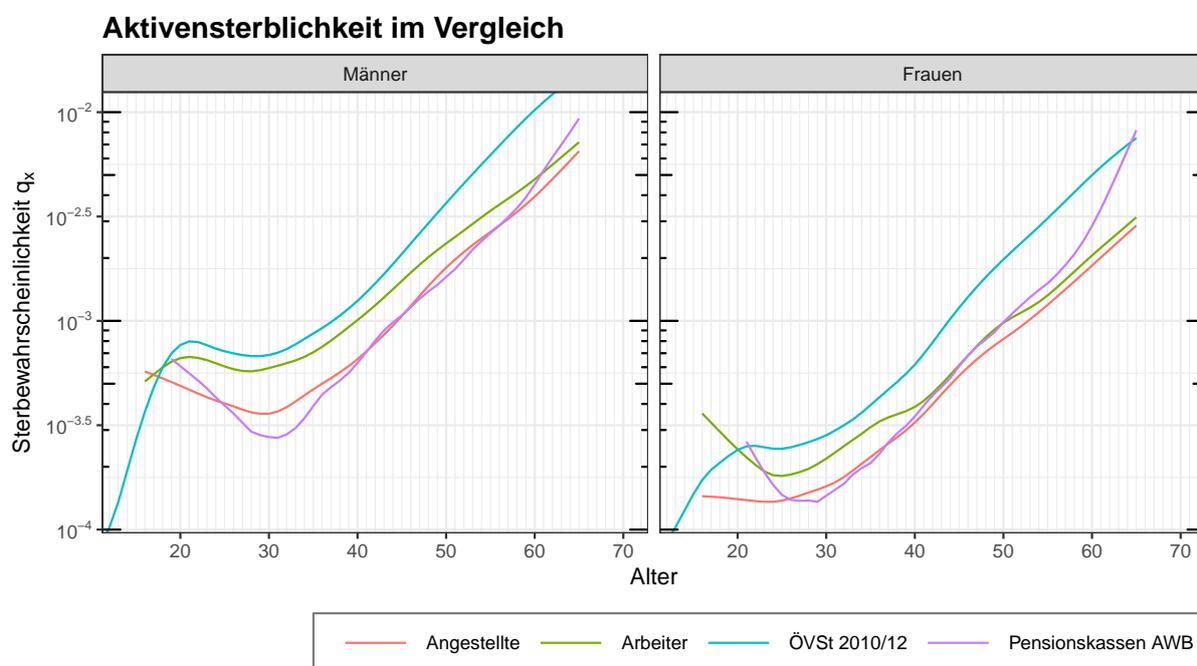
Dass im Bereich der Alterspensionisten die beiden Wahrscheinlichkeiten nicht exakt kongruent sind, ergibt sich aus der Tatsache, dass unterschiedliche Zeitperioden zugrundelegt wurden: Für die Ableitung

der Aktivensterblichkeit inkl. RG-Bezieher stehen nur die Jahre 2014–2017 zur Verfügung, während bei Ausschluss der Rehageldbezieher aus der Aktivengesamtheit auch auf die Daten vor dem 1.1.2014 (also die Jahre 2009–2017) zurückgegriffen werden kann. Für die finale Tafel erfolgt aus Konsistenzgründen daher ab dem Alter 65 für Männer und 60 für Frauen ein Übergang auf die Tafel ohne RG-Bezieher, um für die Alterspensionisten nur eine von der Definition der Invalidität unabhängige Tafel zu erhalten.

## 5.4 VERGLEICHE UND PLAUSIBILISIERUNGEN

### 5.4.1 AKTIVENSTERBLICHKEIT DER PENSIONS-KASSEN

Als Vergleichswert zur Aktivensterblichkeit der Pensionsversicherung wird aus dem Pensionskassenbestand [44] die Sterblichkeit der Anwartschaftsberechtigten bestimmt und der Sterblichkeit der Pensionsversicherten gegenübergestellt.



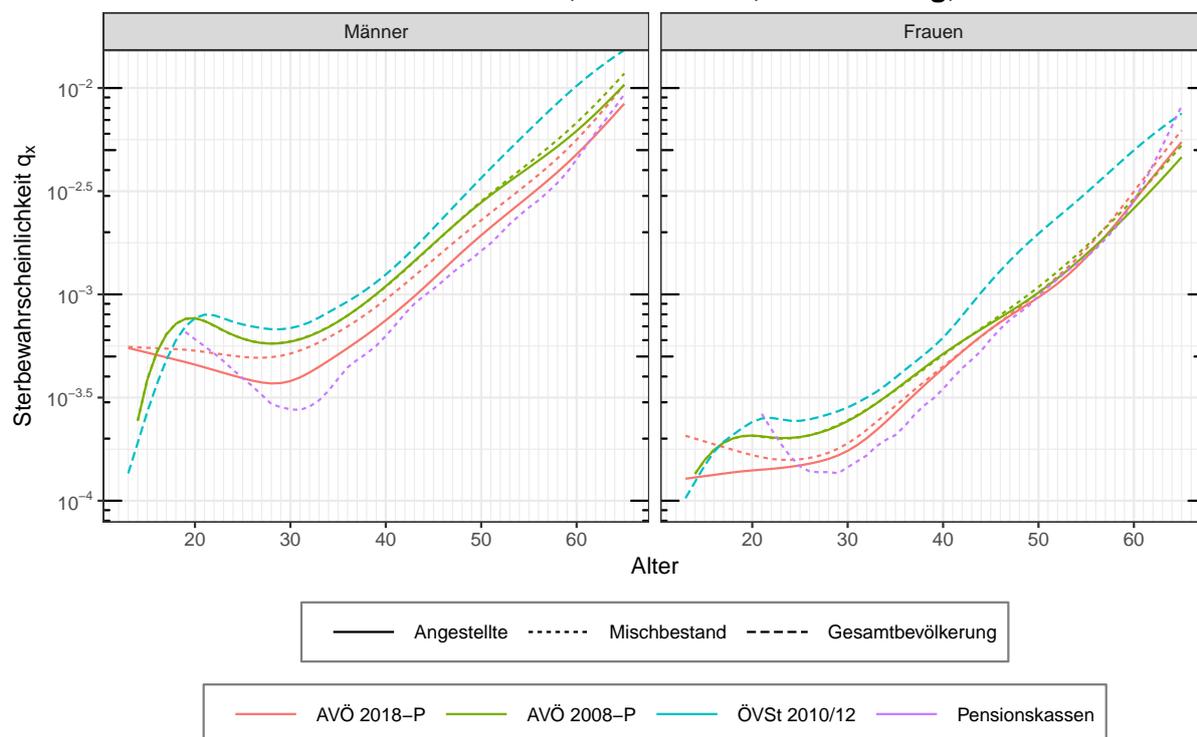
Dabei ergibt sich eine relativ gute Übereinstimmung mit den Angestellten, wobei jedoch die pensionsversicherten Angestellten teils eine leicht höhere Sterblichkeit aufweisen als die Anwartschaftsberechtigten.

Die stark steigende Sterblichkeit des Pensionskassenbestandes ab dem Alter 55–60 ist nicht repräsentativ und ist auf einzelne Pensionskassen mit signifikanten Beständen in diesen Altersbereichen zurückzuführen, während die AWB-Bestände der meisten Pensionskassen ab dem Alter 55–60 stark abnehmen. Daher kann dieser Altersbereich nicht mehr als repräsentativ und signifikant angesehen werden.

### 5.4.2 VERGLEICH MIT DEN TAFELN AVÖ 2008-P

Ein Vergleich der wie oben diskutiert hergeleiteten Aktivensterblichkeiten mit den Pagler-Tafeln AVÖ 2008-P zeigt, dass sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen die Tafel AVÖ 2008-P sehr gut mit der Gesamtbevölkerung übereinstimmt, während die Sterblichkeit des Misch- und vor allem des Angestelltenbestandes der Pensionsversicherungsanstalt deutlich niedriger ist als die Pagler-Tafel.

### Aktivensterblichkeit: AVÖ 2018-P, AVÖ 2008-P, Bevölkerung, Pensionskassen



#### 5.4.3 VERGLEICH MIT DEN BILDUNGS- UND BERUFSGRUPPENSPEZIFISCHEN STERBETAFELN DER STATISTIK AUSTRIA

Von Johannes Klotz von der Statistik Austria wurden u.a. in [18] und [19] die Sterblichkeitsunterschiede nach Bildungsniveau und nach Berufsgruppen untersucht.

#### ERWERBSPERSONENSTERBLICHKEIT NACH BERUFSGRUPPEN

Eine in [19] betrachtete Größe des Bestands an Erwerbspersonen ist das relative Sterberisiko der Alter 25-55, das die Wahrscheinlichkeit einer 25-jährigen Person angibt, vor dem 55. Geburtstag zu versterben. Als Basiswert wird dabei diese Wahrscheinlichkeit des Gesamtbestands herangezogen und für Teilgruppen (Angestellte, Arbeiter, Selbständige, etc. sowie deren Untergruppen) der Faktor des Sterberisikos bestimmt. Ein Wert von 100 bedeutet dabei, dass dieselbe Wahrscheinlichkeit wie im Gesamtbestand vorliegt, ein Wert von z.B. 80 bedeutet, dass die Wahrscheinlichkeit des Teilbestands zwischen den Altern 25 und 55 Jahren zu sterben nur 80% des Gesamtbestands beträgt. Für die Tafeln der Volkszählungen 2001/02 und 1991/92 sind dabei die Werte im Artikel [19] abgedruckt. Für die Pensionstafeln AVÖ 2018-P und AVÖ 2008-P können die entsprechenden Größen (als Periodenbetrachtung für das Jahr 2016) leicht bestimmt werden. Für das relative Sterberisiko nach den Pensionstafeln wird dabei der Mischbestand als Gesamtbestand herangezogen. Zu Vergleichszwecken ist auch das Sterberisiko für die Gesamtbevölkerung angegeben, die aus den jährlichen Sterbezahlen der Statistik Austria abgeleitet ist. Beim Vergleich mit der Gesamtbevölkerung ist jedoch zu beachten, dass beim relativen Sterberisiko nur erwerbstätige Personen (mind. 12 Wochenstunden Arbeitszeit sowie arbeitslose und karenzierte Personen und Präsenz- und Zivildienstler) betrachtet werden, nicht jedoch Personen, die nicht erwerbstätig sind, worunter u.a. chronisch Kranke, Behinderte, etc. fallen, die eine deutlich höhere Sterblichkeit haben. Damit sollte das Sterberisiko der Gesamtbevölkerung deutlich höher sein als jenes der Erwerbstätigen.

	Sterbewahrsch. eines 25-jährigen bis Alter 55				rel. Sterberisiko	
	Männer		Frauen		Männer	Frauen
	Mischb.	Angestellte	Mischb.	Angestellte		
Erwerbstätige 2000/02					82	91
Erwerbstätige 1990/92					81	90
Bevölkerung 2016	4.82%		2.52%			
AVÖ 2018-P	3.11%	2.61%	1.30%	1.23%	84	95
AVÖ 2008-P	4.07%	4.03%	1.69%	1.63%	99	97

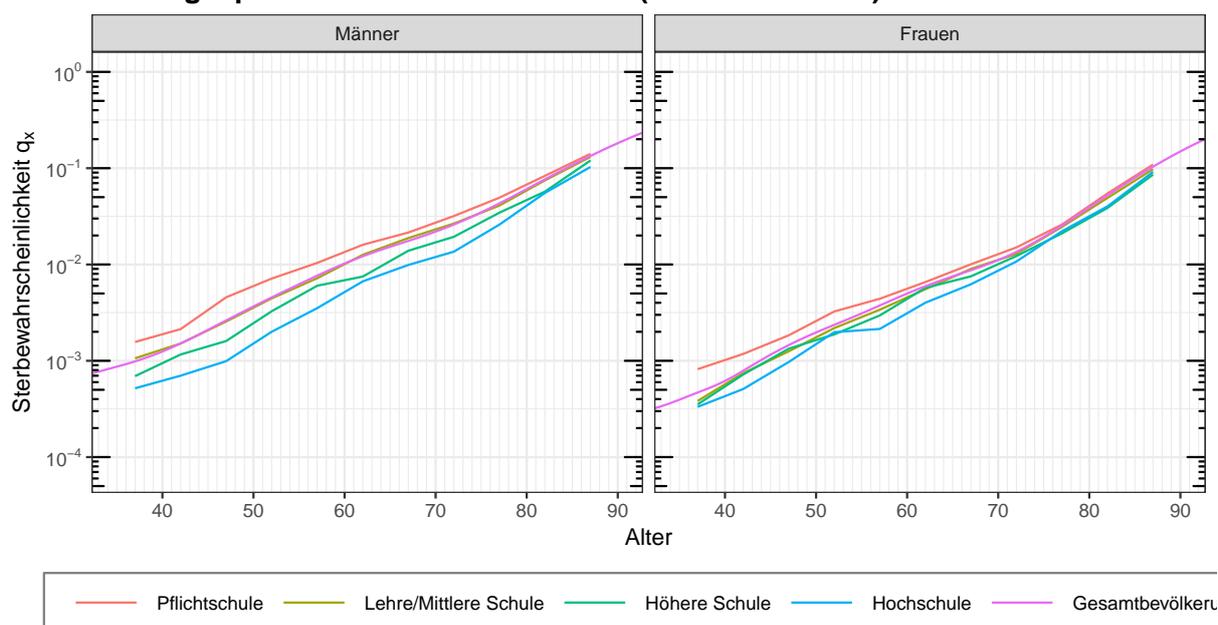
Der Unterschied zwischen Angestellten und Mischbestand der Tafel AVÖ 2018-P stimmt insgesamt relativ gut mit den Beobachtungen der gesamten erwerbstätigen Bevölkerung der Volkszählungen 1990/92 und 2000/02 überein. Die Tafel AVÖ 2008-P jedoch hat – auch im selben Betrachtungsjahr 2016 – einerseits eine deutlich höhere Sterblichkeit der Erwerbstätigen (Mischbestand), andererseits jedoch nur eine sehr geringe Differenz zwischen Mischbestand und Angestellten. Dies legt die Vermutung nahe, dass die Sterblichkeiten des Angestelltenbestandes in der Pagler-Tafel AVÖ 2008-P zu nahe am Mischbestand und damit zu hoch liegen. Dies plausibilisiert auch das im vorhergehenden Abschnitt beobachtete deutliche Absinken der Aktivensterblichkeit im Vergleich zur Tafel AVÖ 2008-P.

### BILDUNGSSPEZIFISCHE STERBETAFELN 2010/2012

In [18] werden Sterbetafeln basierend auf den Daten der Registerzählung 2010/12 und einer nachfolgenden Beobachtungsperiode von einem Jahr hergeleitet, die die Bevölkerungsterblichkeit nach dem höchsten abgeschlossenen Bildungsniveau untersuchen. Klarerweise ist die Unterscheidung in Angestellte und Arbeiter nicht völlig mit dem Bildungsniveau korreliert, eine Tendenz zu höherer Bildung im Angestelltenbestand ist jedoch vorhanden. Als eine grobe Vereinfachung sollen daher die Aktivensterblichkeiten mit den Sterblichkeiten der Pflichtschul- und Lehrabsolventen auf der einen Seite und den Absolventen einer höheren Schule auf der anderen Seite verglichen werden, um das Niveau der Tafel dadurch von einer weiteren Seite zu plausibilisieren.

Zu beachten ist auch und vor allem hier, dass in der Gesamtbevölkerung – auch in den Schichten mit höherer Ausbildung – durchaus nicht erwerbstätige Personen, Kranke und Invalide enthalten sind, die in der Pensionstafel nicht unter den Aktiven zu führen sind. Damit ist die Sterblichkeit auch der bildungshöheren Schichten wie erwartet etwas höher als jene der Angestellten.

### Bildungsspezifische Sterbetafeln 2011 (Statistik Austria)



Deutlich zu sehen ist auch hier, dass der Unterschied der verschiedenen Bildungsschichten bei den Männern deutlich höher ausfällt als bei den Frauen. Dies ist auch in der Datenbasis der Pensionstafel zu erkennen.

## Kapitel 6

# Invalidisierungswahrscheinlichkeiten

$i_x$

## 6.1 VORLIEGENDE DATENBASIS ZU PENSIONIERUNGSAUSWERTUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN

Es liegen zur Bestimmung der Invalidisierungs- und Pensionierungswahrscheinlichkeiten  $i_x$  und  $pens_x^a$  folgende Datengrundlagen vor:

- **Anzahl Pflichtversicherte (Angestellte, Arbeiter) und Sozialleistungsempfänger; daraus Todes- und Invalidisierungsfälle [33] (Hauptquelle)**
  - Gesamtheit: Pflichtversicherte (Beitragsleistung) und Sozialleistungsbezieher jeweils am Jahresbeginn (formal am 31.12. des Vorjahres)
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Angestellte/Arbeiter/Sozialleistungsempfänger
  - Variablen: Anzahl Pflichtversicherte + Sozialleistungsempfänger am 31.12. jedes Jahres, daraus: Todesfälle, Zuerkennungen Invaliditätspension und Rehabilitationsgeld jeweils im kommenden Kalenderjahr; Todesfälle weiters aufgetrennt in Tod nach IP, Tod nach Rehabilitationsgeld und sonstige Todesfälle
  - Beobachtungsjahre: 2009-2017
  - Quelle: Hauptverband der Sozialversicherungsträger; Spezialauswertung durchgeführt durch Mag. Grillitsch und Mag. Schmotzer
  - Kongruente Gesamtheit und Leistungsfälle daraus (die Todesfällen sind weiter in Tod nach IP, RG und sonstige aufgeteilt, um Doppelzählungen zu bereinigen)
  - Personenhierarchie: ist (i) Angestellte, (ii) Arbeiter, (iii) Sozialleistungsempfänger (Arbeitslosengeld, Notstandshilfe, Pensionsvorschuss, Sonderunterstützung, Weiterbildungsgeld, Krankengeld, Wochengeld / Kinderbetreuungsgeld, Übergangsgeld, Familienhospizkarenz, Pflegekarenz)
  - Bezieher von Sozialleistung werden nicht nach Angestellten und Arbeitern getrennt geführt, sie müssen auf Angestellte und Arbeiter gemappt werden (siehe Abschnitt A.1.1).
  - Bezieher von Rehabilitationsgeld werden in dieser Auswertung nicht als Aktive (Beitragspflichtige oder Sozialleistungsempfänger) gezählt und daher ignoriert. Für die Ableitung der  $i_x$  für Invaliditätspension und Reha-geldbezug müssen daher die Daten dieser Auswertung mit den Daten über den Bezug von Rehabilitationsgeld kombiniert werden (siehe Abschnitt 6.3.2).
- **Bezieher von Rehabilitationsgeld der PVA (Stand, Zu- und Abgang nach Gründen) 2014-2017 [32]**
  - Gesamtheit: Bezieher von Rehabilitationsgeld der PVA (Arbeiter und Angestellte getrennt)
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Arbeiter/Angestellte

- Variablen: Stand Dezember, Neuzugang und Abgang gesamt, sowie nach Abgangsgrund (dauernde BU / Invalidität, Genesung, Tod, berufliche Rehabilitation, mangelnde Mitwirkung, sonstige)
- Beobachtungsjahre: 2014-2017
- Quelle: Hauptverband der Sozialversicherungsträger, Auswertung von Frau Obermayr (Sozialministerium) durchgeführt und als Excel-Dateien zur Verfügung gestellt
- **Monatliche Anzahl der Pflichtversicherten der PVA [34]**
  - Gesamtheit: PVA-Pflichtversicherte (Arbeiter, Angestellte)
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Arbeiter/Angestellte
  - Variablen: Anzahl der Pflichtversicherten pro Berichtsmonat
  - Beobachtungsjahre: 2012-2017
  - Quelle: Pensionsversicherungsanstalt; als Excel-Dateien zur Verfügung gestellt durch das Sozialministerium
  - Es liegen zwar auch Daten der VAEB vor, jedoch werden diese im Folgenden nicht weiter ausgewertet. Daten der SVA oder SVB liegen nicht vor, insofern kann ein vollständiger Vergleich mit dem ASVG-Gesamtbestand nicht erfolgen.
- **Erstmalige Neuzuerkennungen Invaliditätspension** aus ASVG-Pensionistenbestandsdaten aller PV-Träger [29]
  - Gesamtheit: ASVG-Pensionsbezieher, nach PV-Träger getrennt
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Pensionsart (Alterspension, Invalidenpension, Witwenpension)
  - Variablen: Stand Dezember, Neuzugang und Abgang durch Tod während des Jahres
  - Beobachtungsjahre: 2000-2016
  - Quelle: Pensionsstatistik des Hauptverbandes, von Frau Obermayr (BMASGK) als Excel-Dateien zur Verfügung gestellt
  - Neuzugänge zu den einzelnen Pensionsarten werde zum Zeitpunkt der Zuerkennung in der Statistik geführt, nicht zum tatsächlichen Eintritt. Damit sind v.a. die Invalidisierungsfälle aufgrund der teils langen Verfahrensdauern zu höheren Altern verzerrt.
- **ASVG-Pensionierungstafeln aller PV-Träger kumuliert [2, 3, 4, 5]**
  - Gesamtheit: ASVG-Pensionsversicherte aller PV-Träger kumuliert
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Pensionsart (Invaliditätspension, vorzeitige Alterspension, reguläre Alterspension)
  - Variablen: Anzahl an Pensionierungen, Risikobevölkerung, altersspezifische Pensionierungswahrscheinlichkeiten (gesamt, Invaliditätspension, vorzeitige Alterspension, reguläre Alterspension) des Aktivenbestands als Multi-Dekrement Pensionierungstafeln
  - Beobachtungsjahre: 2005-2015
  - Quelle: Pensionsmonitoring - Pensionierungstafeln, erstellt von Dr.<sup>in</sup> Daniela Gumprecht, Statistik Austria, im Auftrag von Bundesministerium für Arbeit, Soziales und Konsumentenschutz (BMAK); als Excel-Dateien vom Sozialministerium zur Verfügung gestellt
  - Es werden nur Personen in der gesetzlichen Pensionsversicherung umfasst, insbesondere sind also z.B. Beamte nicht enthalten. Allerdings sind sämtliche ASVG-Pensionsversicherungsträger (PVA Arbeiter & Angestellt, SVA, SVB, VAEB) kumuliert umfasst

## VERGLEICHSGRÖSSEN

Für Vergleiche der (Zwischen-)Ergebnisse wird weiters auf folgende Vergleichsgrößen zurückgegriffen

- **Monatliche Anzahl der Beitragstage der PVA [46]**
  - Gesamtheit: PVA-Pflichtversicherte (Arbeiter, Angestellte)
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Arbeiter/Angestellte
  - Variablen: Anzahl der Beitragstage und Summe der Bemessungsgrundlagen pro Jahr
  - Beobachtungsjahre: 2000-2014
  - Quelle: Hauptverband des Sozialversicherungsträger; Auswertung als Excel-Dateien vom Sozialministerium zur Verfügung gestellt

- Da ab 2012 die Anzahl der Pflichtversicherten vorliegen, werden ab 2012 die Beitragstage nicht mehr herangezogen, nur zur Plausibilisierung wird auf die Werte vor 2012 zurückgegriffen. Die Ableitung der Tafel basiert nicht auf diesen Werten.
- Invalidisierungswahrscheinlichkeiten  $i_x$  der Tafel "AVÖ 2008-P - Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung Pagler & Pagler" [1]
- Alexander Schubert: Diplomarbeit, TU Wien, 2015 [8]
- Bestandsabfrage der Pensionskassen [44]

## 6.2 ALLGEMEINER ZUGANG ZUR INVALIDISIERUNG

Durch die Einführung des Rehabilitationsgeldes und des damit verbundenen Entfalls der befristeten Invaliditätspension mit 1.1.2014 (ausgenommen sind vor dem 1.1.1964 geborene Personen, die weiterhin auch befristete Invaliditätspensionen zuerkannt bekommen können) hat sich die Invalidisierung deutlich geändert.

Da einerseits sozialversicherungsrechtlich das Rehabilitationsgeld nicht als Invaliditätspension gezählt wird, bei manchen Pensionszusagen und Pensionskassenverträgen jedoch auch im Fall des Rehabilitationsgeldes eine Leistung wie bei unbefristeter Invalidität erfolgt, muss für die Tafel AVÖ 2018-P die Invalidisierung in Form von zwei verschiedenen Wahrscheinlichkeiten angegeben werden, nämlich jener der Zuerkennung einer unbefristeten Invaliditätspension ( $i_x$ ) und jener der Zuerkennung von (befristetem) Rehabilitationsgeld und unbefristeter Invaliditätspension ( $i_x^{RG}$ ).

Die Wahrscheinlichkeiten der Zuerkennung von Rehabilitationsgeld sind mittlerweile über 4 Jahre (2014–2017) beobachtbar und können damit ein Mindestmaß an Daten zur Ableitung der  $i_x^{RG}$  gewährleisten. Durch die kurze bisherige Beobachtungszeit seit Einführung des Rehabilitationsgeldes soll jedoch die Entwicklung in den kommenden Jahren verstärkt kontrolliert werden.

Zusätzlich zu den Fällen unbefristete Invaliditätspension und Rehabilitationsgeld seit 1.1.2014 existiert jedoch auch noch die Übergangsbestimmung für vor dem 1.1.1964 geborene Personen, die auch weiterhin eine befristete Invaliditätspension zuerkannt bekommen können. Das Beginnalter der Übergangsbestimmung und damit das potentielle Beginnalter einer befristeten Invaliditätspension verschiebt sich demnach pro Kalenderjahr um ein Jahr, bis im Jahr 2029 die vom Rehabilitationsgeld ausgenommenen Personen zumindest das Alter 65 aufweisen. Für diese Übergangsperiode wird daher für alle vor dem 1.1.1964 geborene Personen zusätzlich eine Invalidisierungswahrscheinlichkeit benötigt, die der Regelung vor 2014 entspricht.

Insofern besteht die Invalidisierungskomponente der Tafel AVÖ 2018-P aus den folgenden Komponenten:

- Invalidisierungswahrscheinlichkeit  $i_x$ : Wahrscheinlichkeit, in den Bezug einer permanenten Invaliditätspension nach der Regelung seit 1.1.2014 zu gelangen
- Invalidisierungswahrscheinlichkeit  $i_x^{RG}$ : Wahrscheinlichkeit, dass nach der Regelung seit 1.1.2014 im kommenden Jahr ein Rehabilitationsgeld zugesprochen wird
- Übergangsregelung: Invalidisierungswahrscheinlichkeit  $i_x^{\ddot{U}}$  für Geburtsjahrgänge bis 1963 nach der Regelung vor Einführung des Rehabilitationsgeldes (befristete und unbefristete Invalidisierung). Wie in Abschnitt 6.3.1 begründet, kann  $i_x^{\ddot{U}} = i_x^{RG}$  gewählt werden.

## DISKUSSION DES VERWENDETEN DATENMATERIALS

Zur Herleitung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten liegen drei verschiedene Auswertungen / Zugänge vor, um die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten einerseits möglichst konsistent und mit möglichst wenigen exogenen Annahmen abzuleiten und anhand der anderen Datenquellen von anderer Seite zu plausibilisieren:

- Spezialauswertung des HV zu Aktiven (Pflichtversicherte und Sozialleistungsempfänger) [33]:
  - Ableitung aller Werte möglich, wenn IP und RehaGeld als Invalidität definiert ist
  - Tatsächlicher Zeitpunkt der Invalidisierung (Beginn des Leistungsanspruchs, nicht der Auszahlung) liegt zugrunde.
  - Konsistente Grundgesamtheit und Invalidisierungen daraus, jedoch fehlen RehaGeldbezieher.
  - Unterscheidung Arbeiter / Angestellte möglich, Sozialleistungsempfänger müssen aufgeteilt werden
  - RehaGeld-Bezieher zählen in dieser Auswertung nicht zu den Aktiven oder Sozialleistungsempfängern und müssen daher aus einer anderen Quelle [32] herangezogen werden.
- Zugänge zu Invaliditätspension (Pensionsstatistik) und monatliche Anzahl der Pflichtversicherten
  - Zugänge sind zum Zeitpunkt der ersten Auszahlung erfasst (teils bis zu 3 Jahre nach Beginn des Leistungsanspruchs), dadurch Verwerfungen knapp nach Einführung des RehaGeldes
  - Monatliche Anzahl der Pflichtversicherten ist nur eine Teilmenge der Personen, die potentiell Anspruch auf eine IP haben. Da sämtliche Zugänge, jedoch nicht die gesamte Grundgesamtheit zur Verfügung steht, wird die Wahrscheinlichkeit überschätzt.
  - Unterscheidung Arbeiter / Angestellte aus den Daten möglich
- Pensionierungstafeln der Statistik Austria (Auftrag des Sozialministeriums)
  - Zugänge sind korrekt mit Beginn des Leistungsanspruchs erfasst, Grundgesamtheit wurde von Statistik Austria auf Personenebene bereinigt.
  - Beschreibt nur Invalidisierung für ASVG-Gesamtbestand, keine Information über Arbeiter / Angestellte vorhanden.
  - Nur Pensionierungstafeln der Jahre 2014 und 2015 verfügbar, die jedoch noch durch die Einführung des RehaGeldes verzerrt sind (deutlich geringere Invalidisierung, da noch kein signifikanter Bestand an RehaGeldbeziehern existiert, aus dem ca. die Hälfte der Invalidisierungen stattfindet).

Soweit möglich wird die Spezialauswertung [33] in Verbindung mit [32] zur Ableitung herangezogen. Die anderen beiden Datenquellen werden aufgrund ihrer Nachteile und Lücken vor allem zur Plausibilisierung der resultierenden Invalidisierungstafeln verwendet.

## 6.3 HERLEITUNG DER INVALIDISIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN AUS DER SPEZIALAUSWERTUNG DES HV ZU PFLICHTVERSICHERTEN UND SOZIALLEISTUNGSBEZIEHERN

Als Datenbasis für die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten der Tafel AVÖ 2018-P dient – soweit möglich – die Auswertung des Hauptverbands der Sozialversicherungsträger zu den Aktivenbeständen und den daraus resultierenden Ausscheidzahlen [33]. Diese Auswertung mit Daten der Jahre 2009–2017 stellt die Bestände am Jahresanfang der in der Pensionsversicherung pflichtversicherten Angestellten, Arbeiter und der Bezieher von Sozialleistungen (vor allem Arbeitslosengeld sowie Wochen- und Kinderbetreuungsgeld) – letztere jedoch nicht nach Angestellten und Arbeitern getrennt – den daraus während des Jahres resultierenden Fällen von Ableben und Invalidisierung (getrennt nach ASVG-Invaliditätspension und Rehabilitationsgeld) gegenüber.

Die Sozialleistungsempfänger werden nicht weiter in Angestellte und Arbeiter unterteilt, müssen daher wie in Abschnitt A.1.1 beschrieben anteilmäßig auf Angestellte und Arbeiter verteilt werden.

Um der Einführung des Rehabilitationsgeldes und der in Abschnitt 6.6 dargelegten deutlichen Verschiebung in der unbefristeten Invaliditätspension Rechnung zu tragen, erfolgt die Ableitung der Größen  $i_x$  und  $i_x^{RG}$  nach der Regelung ab 1.1.2014 auch nur anhand von Daten seit 2014 (insgesamt vier Beobachtungsjahre).

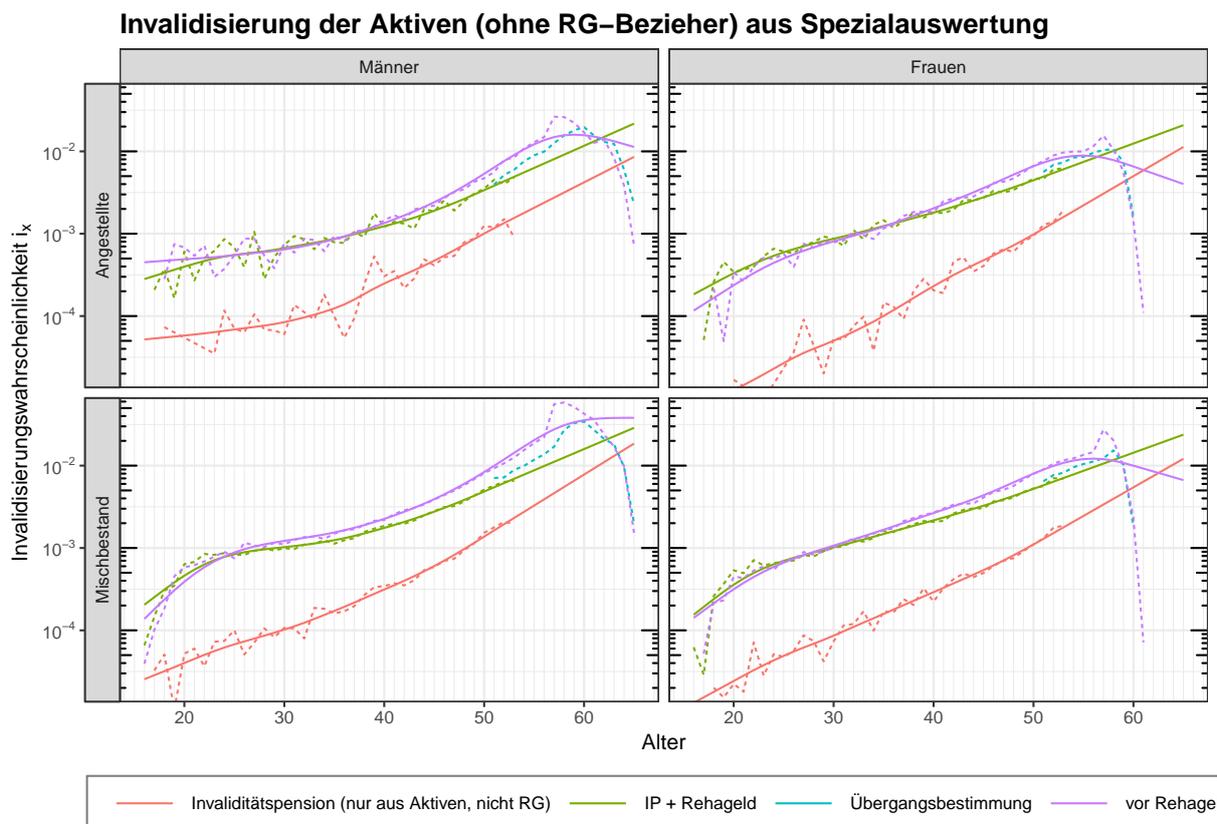


Abbildung 6.1: Invalidisierungswahrscheinlichkeiten des Aktivbestands (ohne Bezieher von Rehageld) aus der Aktivenauswertung [33].

Dies führt nach Glättung der Wahrscheinlichkeiten mit Whittaker-Henderson (gewichtet mit der jeweiligen Exposure) zu den in Abbildung 6.1 dargestellten Invalidisierungswahrscheinlichkeiten.

Während das starke Absinken der Invalidisierungen in eine Invaliditätspension nach ASVG aufgrund des Entfalls der befristeten Zuerkennungen zu erwarten ist, ist selbst bei Inkludierung der (befristeten) Zuerkennungen von Rehabilitationsgeld für Alter ab 30 Jahren ein Absinken der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten zu beobachten. Während bei Altern nahe dem Pensionsalter durch das Rehabilitationsgeld insgesamt die Wahrscheinlichkeit der Zuerkennung von Invaliditätspensionen oder Rehabilitationsgeld im Vergleich zur früheren Jahren deutlich zurückgegangen ist, ist die Invalidisierung im Bereich der Übergangsbestimmung deutlich geringer bis gar nicht gesunken. Bei geringen Altern zeigt sich, dass teils die Invalidisierung mit Rehabilitationsgeld (wenn auch auf sehr niedrigem Niveau) sogar leicht gestiegen ist.

Die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten ab dem Alter 57 sind hauptsächlich geprägt durch einen Anstieg um das Alter 57 und einem raschen Abfall danach (bei Männern etwas verzögert). Vor allem bei den angestellten Männern ist dabei im Vergleich der Werte vor und nach Einführung des Rehabilitationsgeldes klar zu sehen, dass der Zugang zur vorzeitigen Alterspension immer mehr erschwert wird und daher das Absinken der Invalidisierung in der Periode nach Einführung des Rehabilitationsgeldes um ca. 1 Jahr verschoben ist.

Bei den Werten der Übergangsbestimmung für vor dem 1.1.1964 geborene Personen zeigt sich klar eine Abhängigkeit vom Pensionsalter (bei Männern erfolgt der Abfall deutlich später) und eine Wechselwirkung mit der Möglichkeit einer vorzeitigen Pensionierung vor dem Regelpensionsalter. Letzteres hat zur Folge, dass Personen statt in die Invaliditätspension zu gelangen eher eine vorzeitige Alterspension (wenn auch mit Abschlägen) in Anspruch nehmen und daher die Invalidisierung rapide absinkt. Wenn in

Zukunft jedoch das Pensionsalter ansteigt, so werden entweder die entsprechenden Abschläge höher und damit der Anreiz geringer, oder die Möglichkeit einer vorzeitigen Alterspension entfällt für manche Altersbereiche überhaupt. Da die Tafel AVÖ 2018-P jedoch die Möglichkeit der vorzeitigen Inanspruchnahme einer Alterspension nicht im Tafelwerk vorsieht, darf dieses starke Absinken der Invalidisierung im Gegenzug ebenfalls nicht in die Tafel eingebaut werden. Näheres zur Ableitung der Tafel für die Übergangsbestimmung für vor dem 1.1.1964 geborene Personen findet sich im Abschnitt 6.3.1.

Da die Auswertung des Hauptverbandes die Bezieher von Rehabilitationsgeld (seit 2014) weder bei den Pflichtversicherten, noch bei den Sozialleistungsempfängern zählt, werden auch Invalidisierungen aus dieser Gruppe nicht erfasst. Dies ist für alle Übergänge unproblematisch, die nicht aus dem Rehageld-Bezug erfolgen können. Folgende Größen können daher aus dieser Auswertung exakt bestimmt werden:

- Zugangswahrscheinlichkeiten zum Rehabilitationsgeld
- Sterblichkeit, wenn IP neu und Rehabilitationsgeld als Invalidität definiert ist
- Invalidisierung, wenn IP neu und Rehabilitationsgeld als Invalidität definiert ist.

Andererseits sind zur Bestimmung folgender Größen die Werte der Rehageld-Bezieher nötig:

- Zugangswahrscheinlichkeiten zur IP neu (nur unbefristet), wenn Rehageld nicht als Invalidität definiert ist
- Sterblichkeit, wenn Rehageld nicht als Invalidität definiert ist

Konkret basieren die Schätzer für die  $i_x$  und  $i_x^{RG}$  (sowie die zugehörigen Sterbewahrscheinlichkeiten  $q_x^a$  und  $q_x^{a, RG}$ ) auf folgenden Größen:

**Invalidität plus Zuerkennung Rehageld** - sämtliche Werte aus [33] verfügbar

Gesamtheit:	Anzahl Aktive
Tote:	Todesfälle - Todesfälle nach IP-Zugang - Todesfälle nach Rehageld-Zugang
Invalide:	Zugänge IP + Zugänge Rehageld

**Invalidität nach ASVG neu (nur unbefristete IP)** - Werte der Rehageldbezieher [32] benötigt

Gesamtheit:	Anzahl Aktive + Anzahl Bezieher Rehageld (aus RG-Auswertung)
Tote:	Todesfälle - Todesfälle nach IP-Zugang + Todesfälle Bezieher Rehageld (aus RG-Auswertung)
Invalide:	Zugänge IP + Zugänge IP aus Rehageld (aus RG-Auswertung)

### 6.3.1 INVALIDISIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN FÜR DIE ÜBERGANGSBESTIMMUNG

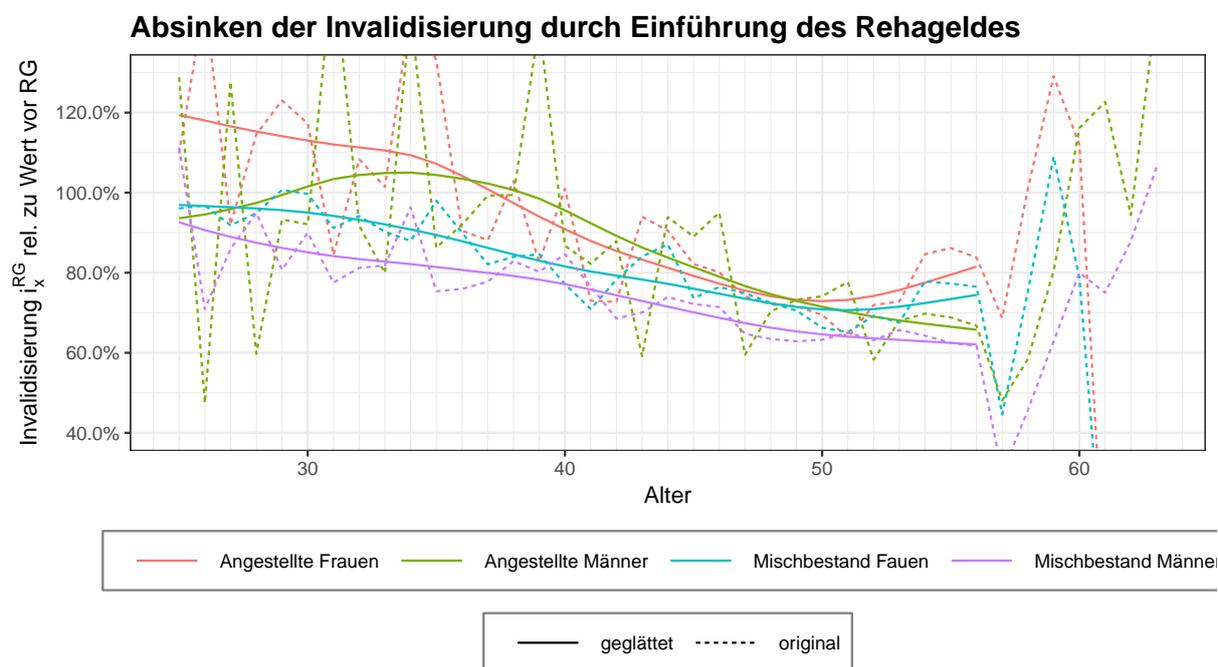
Bei der Einführung des Rehabilitationsgeldes nach § 143a ASVG mit Anfang 2014 wurde durch eine Übergangsbestimmung (§ 669 Abs.5 ASVG) festgelegt, dass für alle Personen, die zu diesem Zeitpunkt bereits das 50. Lebensjahr erreicht haben, weiterhin die bis dahin gültigen Regelungen anzuwenden sind, insbesondere also befristete Berufsunfähigkeits- und Invaliditätspensionen zuerkannt werden. Um für diese Altersgruppe die Bewertung von Pensionszusagen und Sozialkapital adäquat durchführen zu können, ist zusätzlich zur Invalidisierung neu und der Zugangswahrscheinlichkeit zu Rehabilitationsgeld auch eine Zugangswahrscheinlichkeit nach dieser Übergangsbestimmung nötig.

Eine naheliegende Annahme ist, dass die (befristeten und unbefristeten) Invaliditätspensionen nach der alten Regelung (Übergangsbestimmung) in etwa den unbefristeten und den befristeten (=Rehageld) Zuerkennungen nach der neuen Regelung entsprechen. Der Bezug von Umschulungsgeld ist dabei untergeordnet. Während die Daten dies nach den Grafiken in obigem Abschnitt 6.3 für die Periode 2014-2017 relativ gut zu bestätigen scheinen (der Altersbereich ab 50 Jahren ist sowohl vor 2014 als auch ab 2014 etwas höher als es eine Extrapolation der Alter bis 50 erwarten ließe), liegt das Niveau der Jahre 2009-2013 im relevanten Altersbereich deutlich über den Werten nach der Übergangsbestimmung ab 2014, obwohl

rechtlich dieselbe Regelung gilt. Insofern ist davon auszugehen, dass die Einführung des Rehabilitationsgeldes und die politischen Bestrebungen, weniger Invaliditätspensionisten zu gewähren, auch auf die Bearbeitung und Zuerkennung der alten Invaliditätspensionen einen Einfluss hat.

Insgesamt zeigen die Verläufe der Rohwahrscheinlichkeiten des letzten Abschnittes, dass sich die Invalidisierung nach der alten Regelung (Übergangsbestimmung) durch einen nahtlosen Übergang aus der Invalidisierung neu inklusive Bezug von Rehabilitationsgeld darstellen lässt. Insofern kann die **Invalidisierung  $i_x^{\ddot{U}}$  nach der Übergangsbestimmung und die Invalidisierung  $i_x^{RG}$  nach der neuen Regelung inklusive Rehabilitationsgeld durch dieselbe Invalidisierungstafel beschrieben** werden.

Als Datenbasis könnte man naiv erwarten, dass der gesamte Zeitbereich 2009-2017 herangezogen werden kann, jedoch ist in den obigen Verläufen der Rohwahrscheinlichkeiten ein klarer Bruch im Verhalten nach der alten Regelung um das Jahr 2014 festzustellen.



### 6.3.2 HERLEITUNG DER $i_x$ NACH IP NEU AUS AKTIVEN UND REHAGELDBEZIEHERN BIS ALTER 50

Mit Einführung des Rehabilitationsgeldes 2014 existiert nun ein weiterer Zustand, der in manchen Pensionszusagen oder Pensionskassenverträgen wie Invalidität behandelt wird, auch wenn er sozialversicherungsrechtlich eine Leistung der Krankenversicherung darstellt.

Damit kommen für die Ableitung der entsprechenden Übergangswahrscheinlichkeiten jeweils unterschiedliche Daten zur Anwendung.

Die Daten (Stände, Zugang, Abgang nach Gründen) zu Rehabilitationsgeldbeziehern liegen für die Jahre 2014-2017 vor [32] und umfassen den gesamten bisherigen Zeithorizont. Eine leichte Unschärfe ergibt sich dadurch, dass in den Daten zu den Rehabilitationsgeldbeziehern die Invalidisierung nicht mit dem Zeitpunkt des Anspruchs sondern mit der ersten Anweisung bzw. dem Abschluss des Verfahrens erfolgt (analog zu den Zugängen in die Invaliditätspension der Pensionsstatistik).

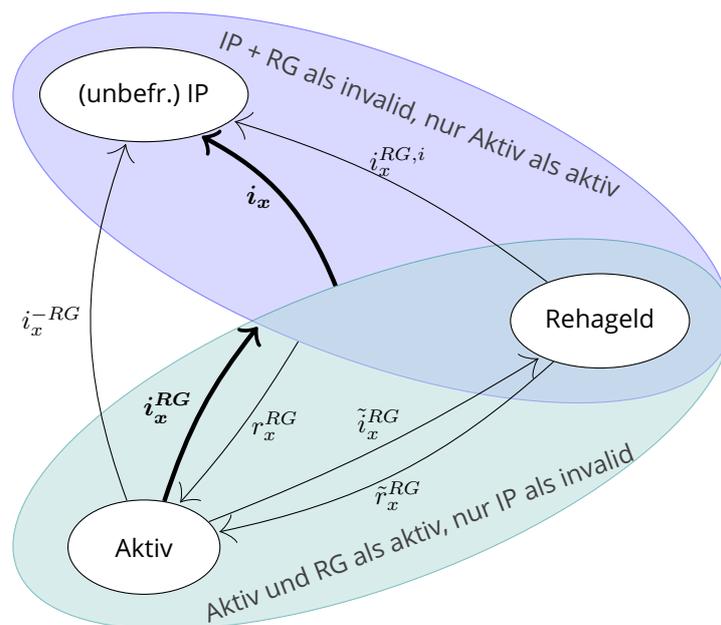
Durch den zusätzlichen Zustand "Rehabilitationsgeldbezug" ergeben sich zahlreiche mögliche Grundgesamtheiten:

- Aktive ohne Bezieher von Rehabilitationsgeld (d.h. Beitragspflichtige und Sozialleistungsempfänger)
- Aktive inklusive Bezieher von Rehabilitationsgeld
- Bezieher von Rehabilitationsgeld
- Invaliditätspensionsbezieher (nur unbefristet)
- Bezieher von Rehabilitationsgeld und unbefristeter IP

Je nachdem, ob in der entsprechenden Pensionszusage oder im Pensionskassenvertrag der Bezug von Rehabilitationsgeld (oder eine analoge Bestimmung) als Invalidität definiert ist, muss für die Ableitung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten (und streng genommen auch für die Aktiven- und Invalidensterblichkeiten) von anderen Grundgesamtheiten und anderen Übergangszahlen ausgegangen werden.

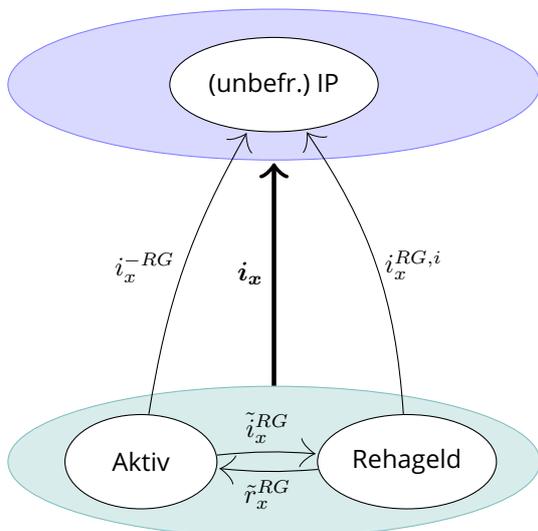
Es ergeben sich damit folgende Übergangswahrscheinlichkeiten, die aus den vorhandenen Daten (Aktivenauswertung und Bestandsdaten der Bezieher von Rehabilitationsgeld) direkt abgeleitet werden können:

- $i_x$  ... Invalidisierung eines Aktiven (inkl. RG-Bezieher) in unbefristete IP
- $i_x^{RG}$  ... Invalidisierung eines Aktiven (ohne RG-Bezieher) in Rehageld oder IP
- $\tilde{i}_x^{RG}$  ... Wahrscheinlichkeit eines Aktiven (ohne RG-Bezieher), in den Bezug von RG zu gelangen
- $i_x^{RG,i}$  ... Invalidisierung eines RG-Beziehers in unbefristete IP
- $i_x^{-RG}$  ... Invalidisierung eines Aktiven (ohne RG-Bezieher) in unbefristete IP

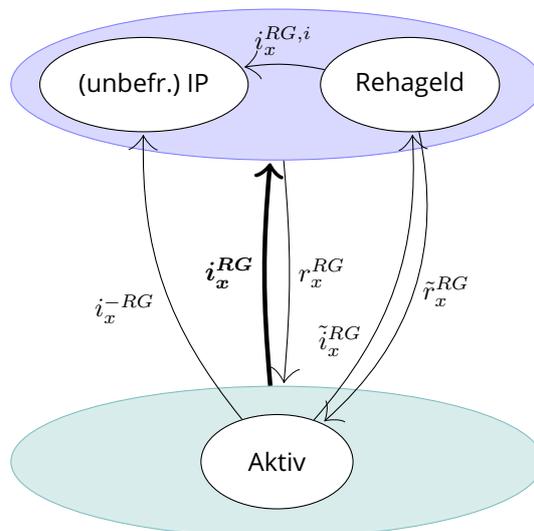


Werden die beiden möglichen Kombinationen (nur unbefristete IP als Invalidität bzw. IP + RG als Invalidität) getrennt betrachtet, ergibt sich eine deutlich leichter verständliche Dynamik:

### Nur unbefristete Invaliditätspension



### Reha geld gilt als Invalidität



Aus den Auswertungen der Hauptverbandsdaten lassen sich für jede dieser fünf Übergangswahrscheinlichkeiten die entsprechenden Exposures and Übergangszahlen der Jahre 2014–2017 ablesen und daraus die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten schätzen. Für die Praxis unmittelbar von Bedeutung sind dabei v.a.  $i_x$  als Invalidisierungswahrscheinlichkeit im Fall, dass ausschließlich die unbefristete IP zu einer Invaliditätspension führt sowie  $i_x^{RG}$  als Invalidisierungswahrscheinlichkeit für die Situation, dass Rehabilitationsgeld und unbefristete IP als Invalidität zählen. In den Grafiken der Schätzer in Abbildung 6.2 sind diese beiden Übergangswahrscheinlichkeiten entsprechend durch eine durchgezogene Linie markiert.

Wie man unschwer erkennen kann, überwiegt die Zuerkennung von Rehabilitationsgeld bei weitem die Zuerkennung von unbefristeter Invaliditätspension. Ebenso erfolgt der Zugang zur unbefristeten Invaliditätspension ca. zur Hälfte aus dem Bezug von Reha geld, was auch nicht weiter verwunderlich ist und der Beobachtung entspricht, dass vor Einführung des Rehabilitationsgeldes vornehmlich befristete Invaliditätspensionen zuerkannt wurden (die dann jedoch als unmittelbare Folge eine erhöhte Sterblichkeit im Vergleich zur unbefristeten Invaliditätspension aufwiesen, vgl. Abschnitt 6.4).

### 6.3.3 AUSDEHNUNG DER INVALIDISIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN AUF ALTER ÜBER 50 JAHRE FÜR UNBEFRISTETE IP

Für die Invalidisierungswahrscheinlichkeit nach der neuen, ausschließlich unbefristeten Invaliditätspension liegen aufgrund der Übergangsbestimmungen keinerlei Daten für Alter über 50 Jahren vor (bzw. nur ein Beobachtungsjahr für Alter 53, zwei für Alter 52, etc.). Um die Invalidisierungswahrscheinlichkeit also jenseits der Alter 50 fortzusetzen, kann entweder der Vergleich zur "alten" Invaliditätspension mit befristeter IP gezogen werden oder der Vergleich mit der Zuerkennung von Rehabilitationsgeld.

### Invalidisierung mit Berücksichtigung der Rehageld-Daten

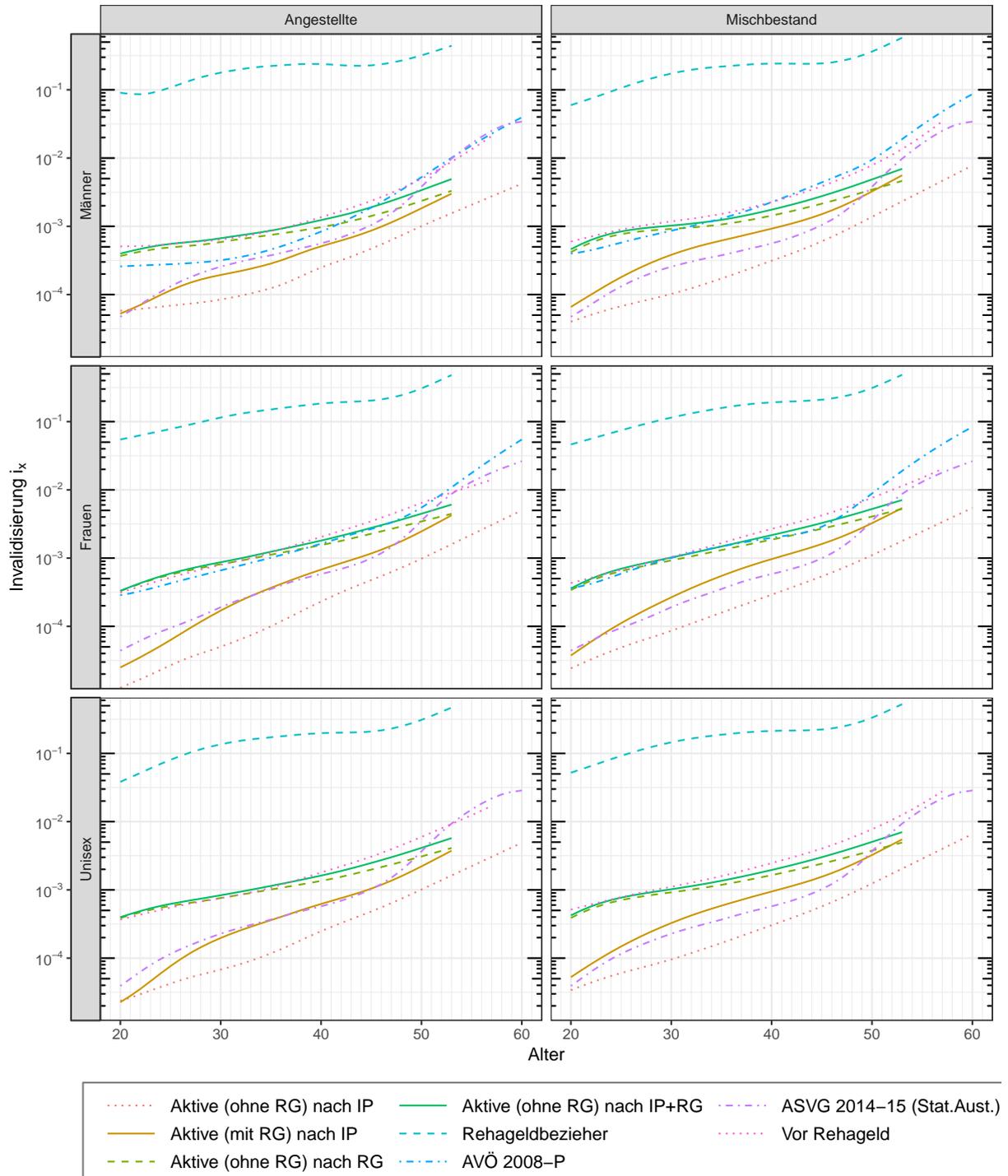
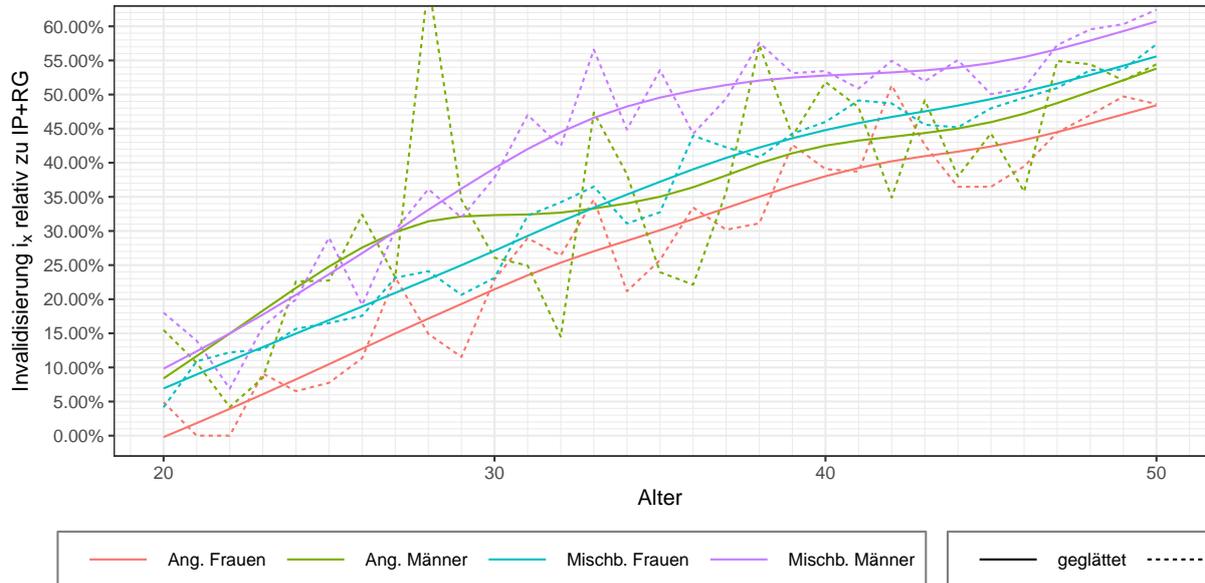
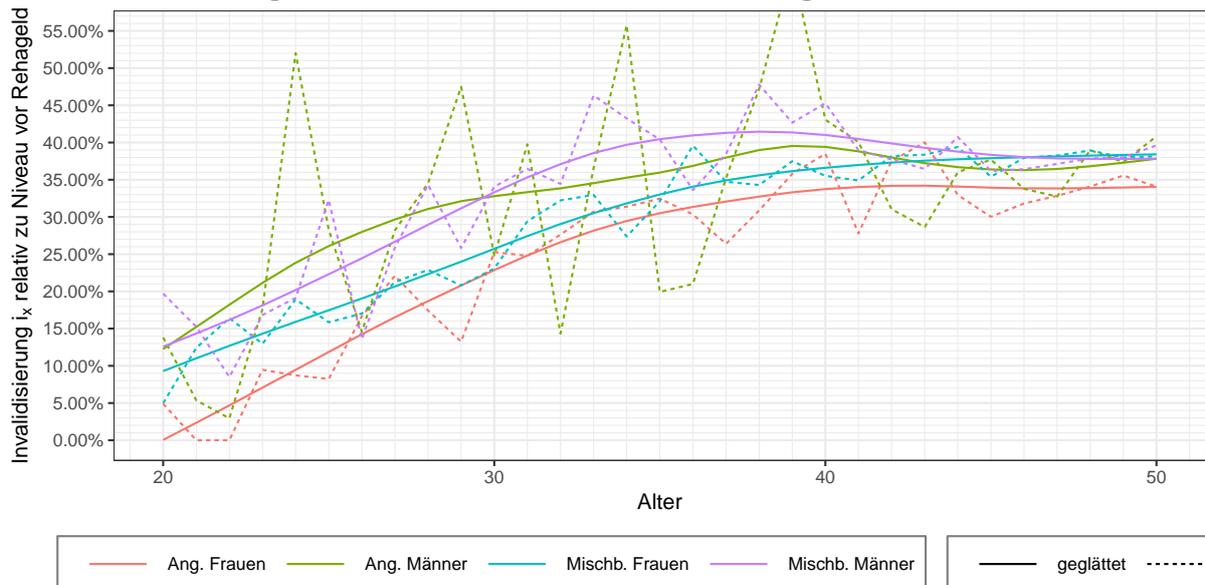


Abbildung 6.2: Invalidisierung mit Berücksichtigung der Rehageld-Daten

### Verhältnis nur unbefristeter IP zu IP+RG (2014–2017)



### Veränderung IP-Wahrscheinlichkeit vor / nach RehaGeld

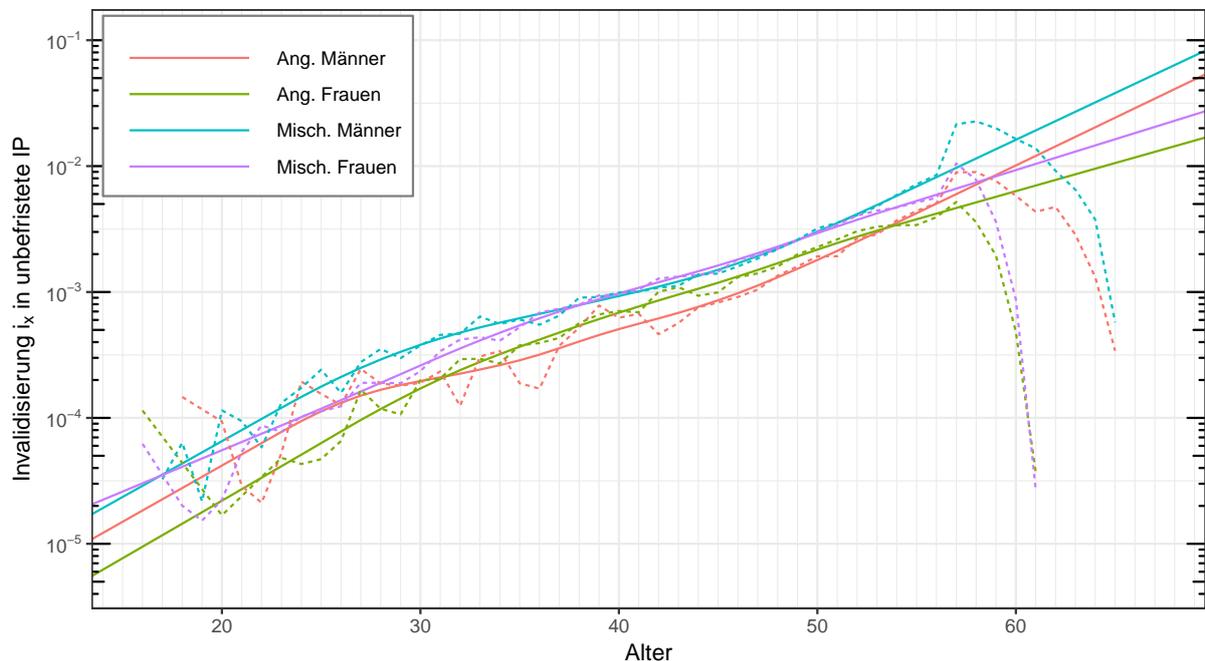


Diese Vergleiche einerseits mit dem Bezug von Rehabilitationsgeld ab 2014 und andererseits mit dem Bezug von befristeter und unbefristeter IP der Jahre 2009–2013 legt aufgrund der scheinbaren Konvergenz der Faktoren zum Alter 50 die Verwendung der Daten nach der alten Regelung als Proxy nahe. Dazu kann die Invalidisierung nach unbefristeter IP neu mittels folgender, aus obiger Grafik abzulesender Faktoren für Alter über 50 Jahre abzuleiten:

	Angestellte	Mischbestand
Männer	38%	38%
Frauen	34%	38%
Unisex	34%	38%

Die derart resultierenden rohen und geglätteten Invalidisierungswahrscheinlichkeiten in die unbefristete Invaliditätspension gestalten sich damit folgendermaßen, wobei für die Glättung nur der Altersbereich

23–56 herangezogen wurde, um den starken Abfall kurz vor dem Pensionsalter wie oben diskutiert nicht miteinzubeziehen:



### 6.3.4 HERLEITUNG DER $i_x^{RG}$ NACH IP UND REHAGELD BIS ALTER 50

Wie in Abschnitt 6.3.1 ausgeführt, wird für die Übergangsbestimmung auf dieselbe Invalidisierungswahrscheinlichkeit zurückgegriffen wie für die Invalidisierung in unbefristete IP und Rehageld. Als Konsequenz stehen damit Daten über den gesamten Altersbereich für die Ableitung der Invalidisierung zur Verfügung. Da allerdings durch die Einführung des Rehageldes auch ein scheinbarer Bruch in der Zuerkennung der befristeten Invaliditätspension für die Übergangsbestimmung stattgefunden hat, kann die Zeitperiode 2009-2013 nicht unmittelbar zur Ableitung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten benutzt werden, sondern lediglich die wesentlich kürzere Zeitperiode 2014–2017 seit Einführung des Rehabilitationsgeldes.

Aus den vorliegenden Daten der Aktivenauswertung [33] können die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten direkt abgelesen werden (siehe Abbildung 6.1).

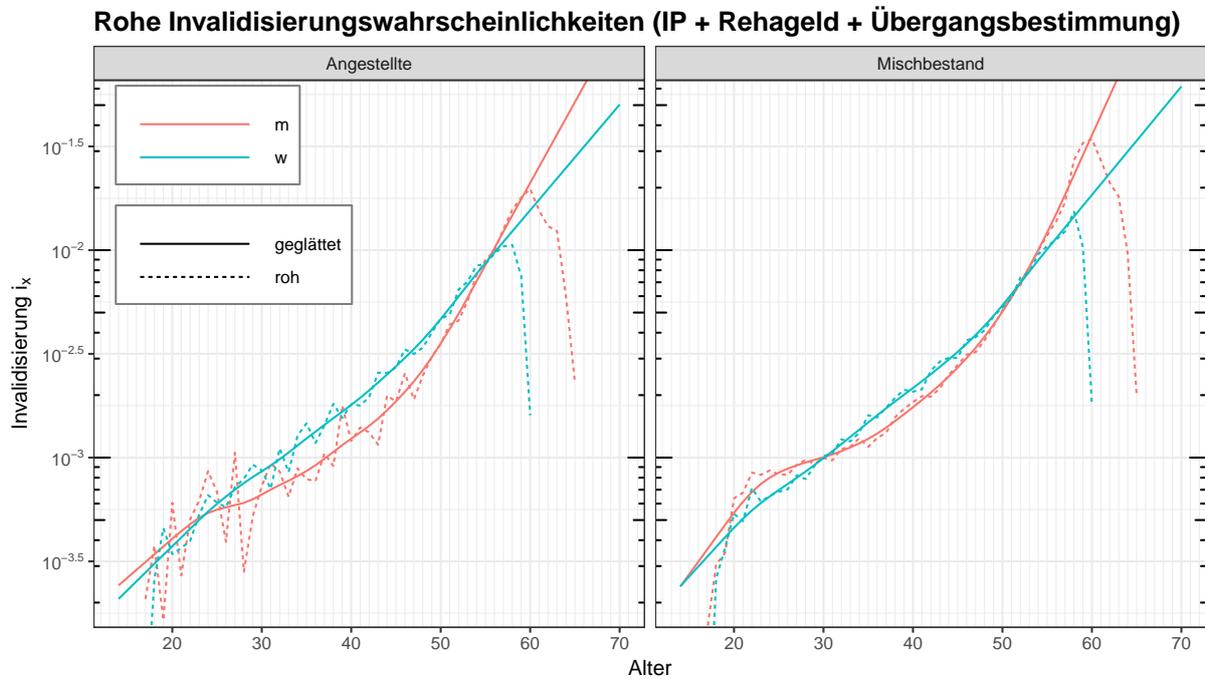
### 6.3.5 AUSDEHNUNG DER INVALIDISIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN AUF ALTER ÜBER 50 JAHRE FÜR IP UND REHAGELD

Durch die Anwendung der im Abschnitt 6.3.1 gezeigten Faktoren könnte man versuchen, die Daten der Jahre 2009–2013 auf das "neue" Niveau umskalieren, jedoch finden ab dem Alter 57 derartig starke Verwerfungen im Vergleich der beiden Zeitperioden statt, dass für den relevanten Altersbereich über 55 Jahren keine vertretbare Datenqualität der Kombination garantiert werden kann. Auch angesichts der in letzter Zeit verstärkten politischen Bemühungen, die vorzeitige Alterspension und die Invaliditätspension soweit möglich zurückzudrängen, ist daher die Wahl der nur halb so großen, dafür mit deutlich weniger Änderungen behaftete Zeitperiode 2014–2017 zu bevorzugen.

Da der starke Abfall ab Alter 60 bei den Männern und ab Alter 57 bei den Frauen v.a. auf die vorzeitige Alterspension zurückzuführen ist, die jedoch in diesen Tafeln nicht gesondert behandelt wird, soll dieses

Absinken nicht in die Tafeln eingebaut werden. Daher müssen für die Glättung und die Extrapolation zu höheren Altern die Daten dieser Altersbereiche ignoriert werden.

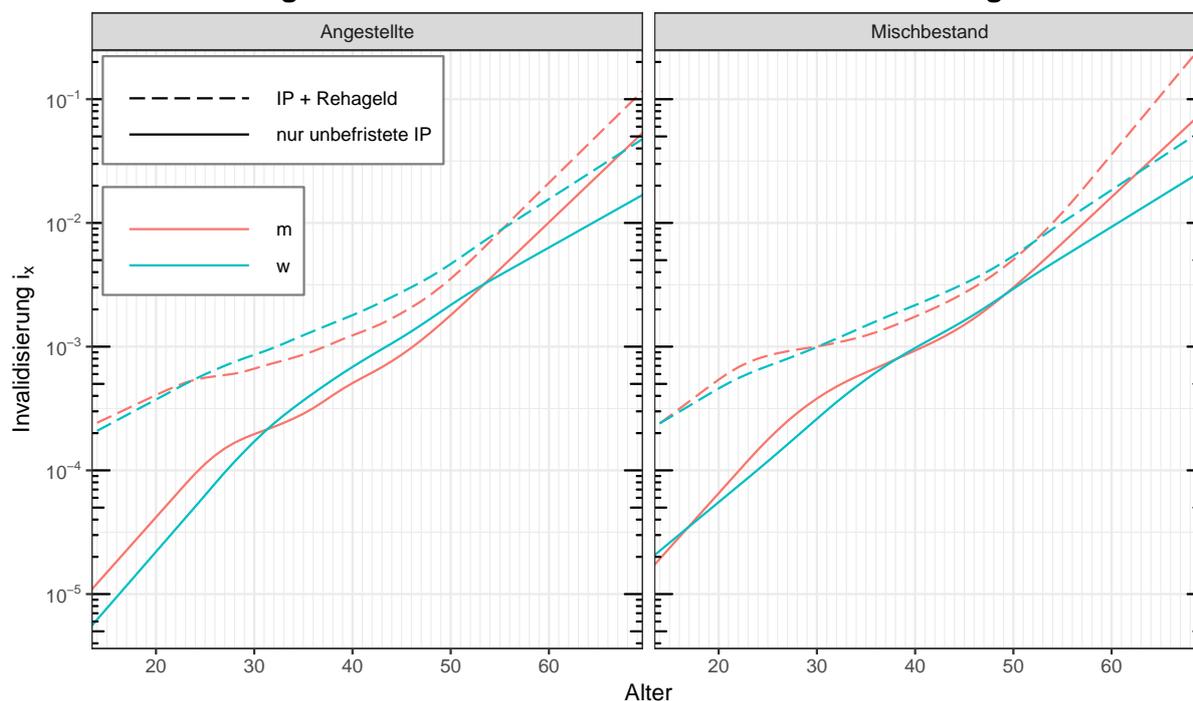
Damit ergeben sich folgende rohen Invalidisierungswahrscheinlichkeiten und daraus abgeleitete geglättete und extrapolierte Rohtafeln:



### 6.3.6 VERGLEICH DER BEIDEN INVALIDISIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN (NUR IP GEGEN IP+RG)

Der Vergleich der beiden Definitionen von Invalidisierung liefert trotz der unterschiedlichen Wege der Herleitung und der unterschiedlichen Datenbasis ein relativ konsistentes Bild:

### Invalidisierungswahrscheinlichkeiten beider Definitionen im Vergleich



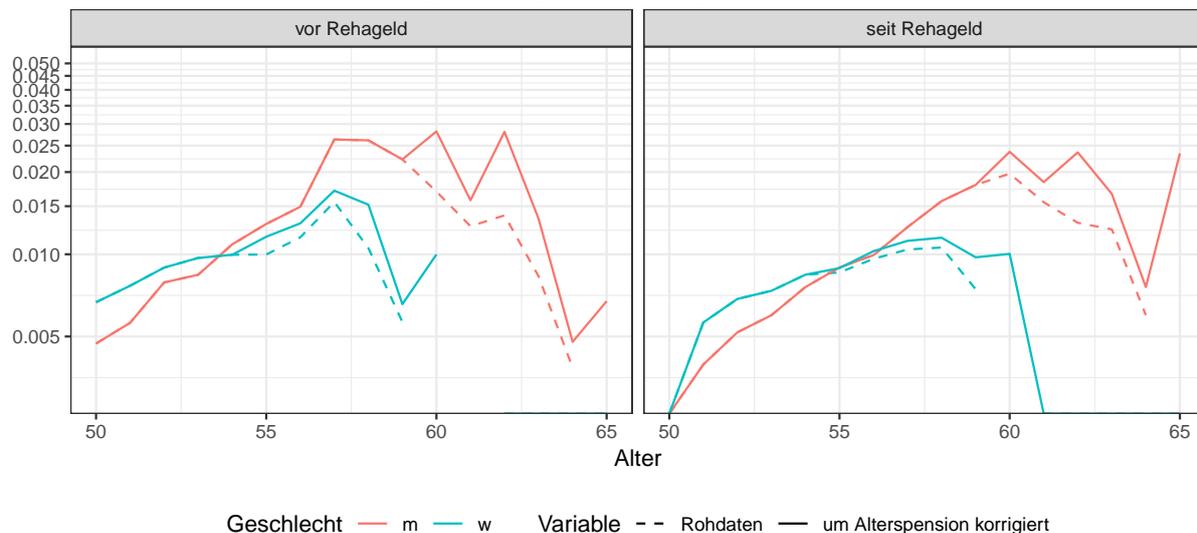
Interessanterweise weisen im mittleren Altersbereich (ca. 30–55 Jahre) die Frauen eine höhere Invalidisierungswahrscheinlichkeit auf als die Männer, wogegen für höhere Alter die Invalidisierung der Männer deutlich stärker ansteigt.

### 6.3.7 ABFALL DER INVALIDISIERUNG KNAPP VOR DEM PENSIONALTER UND KORREKTUR DER INVALIDISIERUNG UM VORZEITIGE ALTERSPENSION

Die rohen Invalidisierungswahrscheinlichkeiten zeigen knapp vor dem Regelpensionsalter einen deutlichen Abfall, der sich vor allem aufgrund der Möglichkeit der vorzeitigen Alterspension nach den diversen Regelungen des ASVG ergibt. In der Tafel AVÖ 2018-P wird jedoch die vorzeitige Alterspension nicht modelliert und ein fixes Regelpensionsalter angenommen. Um bei der Bewertung daher die vorzeitigen Alterspensionen nicht völlig zu ignorieren, wird dieser Abfall in der Invalidisierungswahrscheinlichkeit in der Tafel ignoriert und die Invalidisierung weiter nach oben fortgeschrieben. Damit kann angesichts der deutlich höheren Alterspensionierungsrate im Vergleich zur Pensionierung jedoch nicht der volle Effekt abgebildet werden. Die Bewertung im vollen Umfang ist nur möglich, wenn die Pensionierung auch stochastische durch altersabhängige Wahrscheinlichkeiten (wie in den Pensionierungstafeln im Abschnitt 6.8.1) modelliert wird.

In dem Zusammenhang stellt sich die Frage, ob die Daten – bedingt darauf, dass keine Alterspension in Anspruch genommen wird – ein Invalidisierungsniveau vergleichbar mit den Altern unter 59 bzw. 55 Jahren aufweisen, oder ob der Abfall der  $i_x$  auch nach Korrektur um die (vorzeitige) Alterspensionierung zu beobachten ist. Letztere Korrektur wird anhand der ASVG-Pensionierungswahrscheinlichkeiten (siehe Abschnitt 6.8.1) durchgeführt, indem die  $i_x$  durch die Wahrscheinlichkeit, nicht in Alterspension zu gehen, geteilt werden.

### Korrektur der $i_x$ durch vorzeitige Alterspensionierung



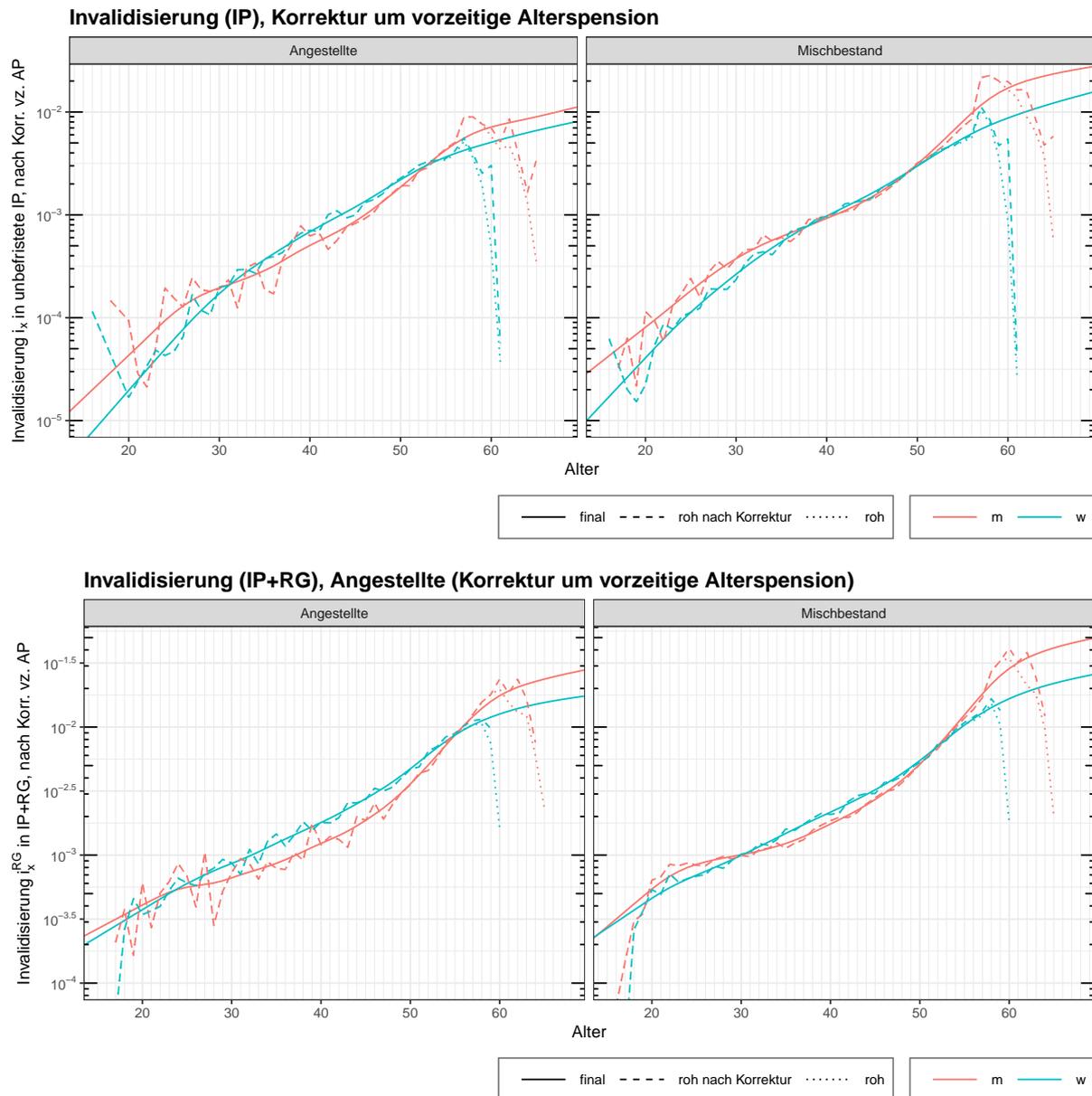
Erwartungsgemäß steigt die Invalidisierung durch die Korrektur und scheint die Altersabhängigkeit der  $i_x$  ein paar Jahre weiter fortzusetzen, dies jedoch nicht im vollen Umfang. Damit kann der Rückgang der Invalidisierung nicht rein aus der Möglichkeit der Frühpensionierung (unabhängig vom Gesundheitszustand) erklärt werden. Vielmehr deuten diese Verläufe darauf hin, dass eher eine Alterspension als eine Invaliditätspension in Anspruch genommen wird, sobald die Möglichkeit einer vorzeitigen Alterspension – wenn auch mit entsprechenden Abschlägen – gegeben ist.

Diese Beobachtung ist auch konsistent zur erhöhten Alterspensionistensterblichkeit bei Altern unter dem Pensionsalter (vgl. Abschnitt 7.2.2)

Für die Bewertung ist die Invalidisierungswahrscheinlichkeit bedingt darauf, dass keine Alterspension begonnen wird von Bedeutung, sodass auf die in den obigen Abschnitten hergeleiteten Invalidisierungswahrscheinlichkeiten  $i_x$  und  $i_x^{RG}$  die hier beschriebene Korrektur um die vorzeitige Alterspension angewendet wird.

Durch die Korrektur um die vorzeitige Alterspension flacht die Invalidisierung vor dem Pensionsalter deutlich aus. Die Extrapolation für Alter bis 70<sup>1</sup> kann daher auf dem gesamten Altersbereich bis zum gesetzlichen Pensionsalter durchgeführt werden und zeigt um das Pensionsalter eine deutliche Abflachung, die in den Daten beobachtet wird. Dieser Effekt ist jedoch stark durch das Pensionsalter beeinflusst, sodass in der Zukunft bei einer weiteren Anhebung des Pensionsalters durchaus eine Verschiebung zu erwarten ist, diese jedoch zum jetzigen Zeitpunkt nicht durch Daten unterlegt werden kann.

<sup>1</sup>Auch wenn gesetzlich nach § 254 Abs.1 ASVG kein Anspruch auf Invaliditätspension mehr gegeben ist, wenn am Stichtag die Voraussetzungen für eine Alterspension – mit Ausnahme der Alterspension nach § 4 Abs.2 APG – erfüllt sind, soll dennoch die Invalidisierungswahrscheinlichkeit auch für Alter bis und jenseits des gesetzlichen Pensionsalters angegeben werden, um für den Fall von vom ASVG abweichenden Zusagen bzw. bei künftigen Erhöhungen des Pensionsalters Invalidisierungswahrscheinlichkeiten zur Hand zu haben.



Diese Invalidisierungswahrscheinlichkeiten  $i_x$  und  $i_x^{RG}$  kommen in den beiden Ausprägungen der Tafel AVÖ 2018-P zur Anwendung.

## 6.4 STERBLICHKEIT UND INVALIDISIERUNG DER REHABILITATIONSGELDBEZIEHER

Analog der Sterblichkeit von Invaliditätspensionisten (siehe Kapitel 7) lassen sich Tafeln für den Abgang durch Tod, Invalidisierung und Reaktivierung von Rehabilitationsgeldbeziehern ableiten. Die Zugangswahrscheinlichkeiten zum Rehabilitationsgeld (nur aus Aktivität möglich) wurden bereits im vorigen Abschnitt 6.3.2 aus der Aktivenauswertung des Hauptverbandes abgeleitet.

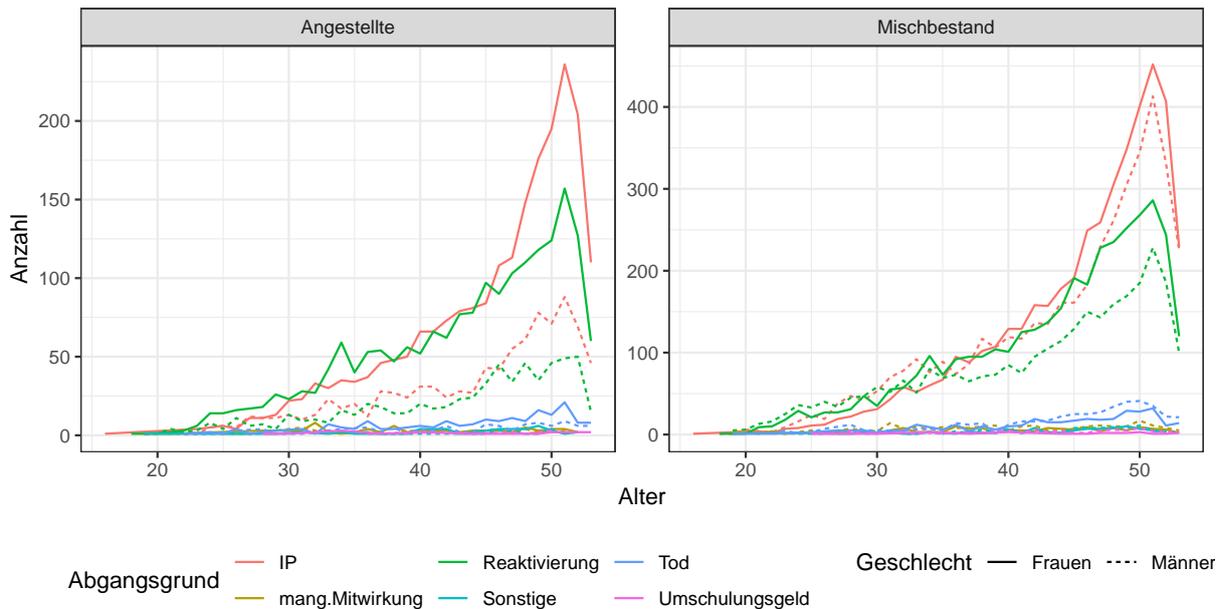
Da die Daten [32] zu den RG-Beziehern die Abgänge in die verschiedenen Abgangsgründe aufgliedern, lassen sich daraus rohe Multi-Dekrement-Tafeln der Rehabilitationsgeldbezieher ableiten. Konkret von

Interesse sind nur die drei wichtigsten Abgangsursachen:

- Zuerkennung einer unbefristeten BU-/Invaliditätspension
- Genesung ("Reaktivierung")
- Tod

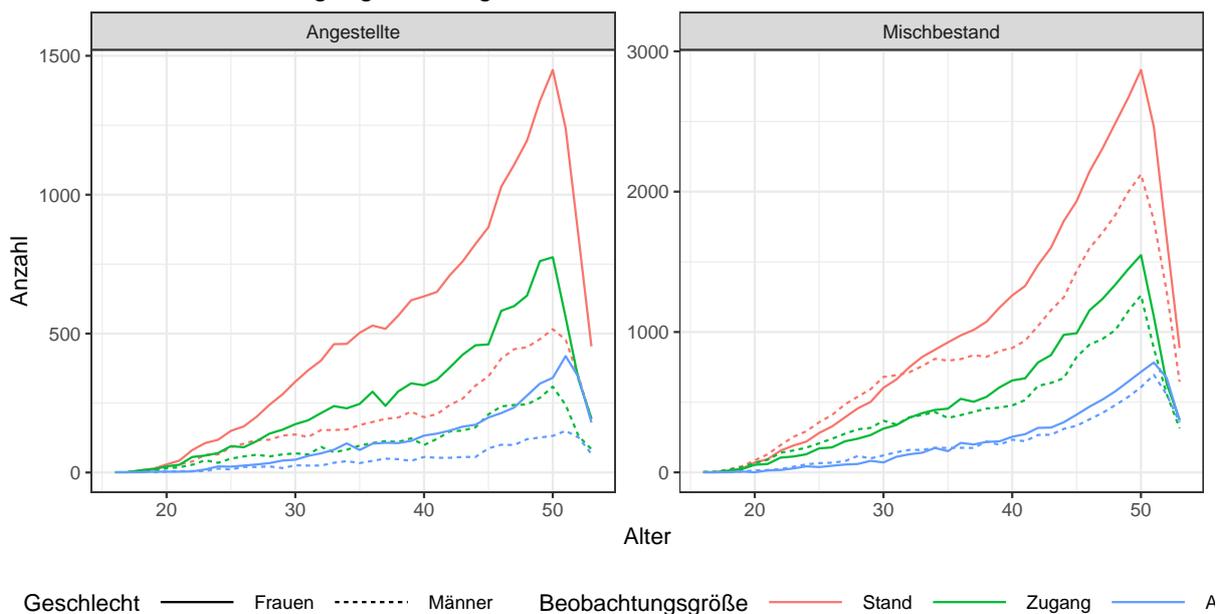
Insgesamt sind die Abgänge quantitativ auf die einzelnen Alter folgendermaßen verteilt:

Gesamtzahl Abgänge aus Rehageld nach Grund



Die entsprechenden Stände und Zu- und Abgangszahlen nach Alter sehen aggregiert über alle vier Jahre folgendermaßen aus:

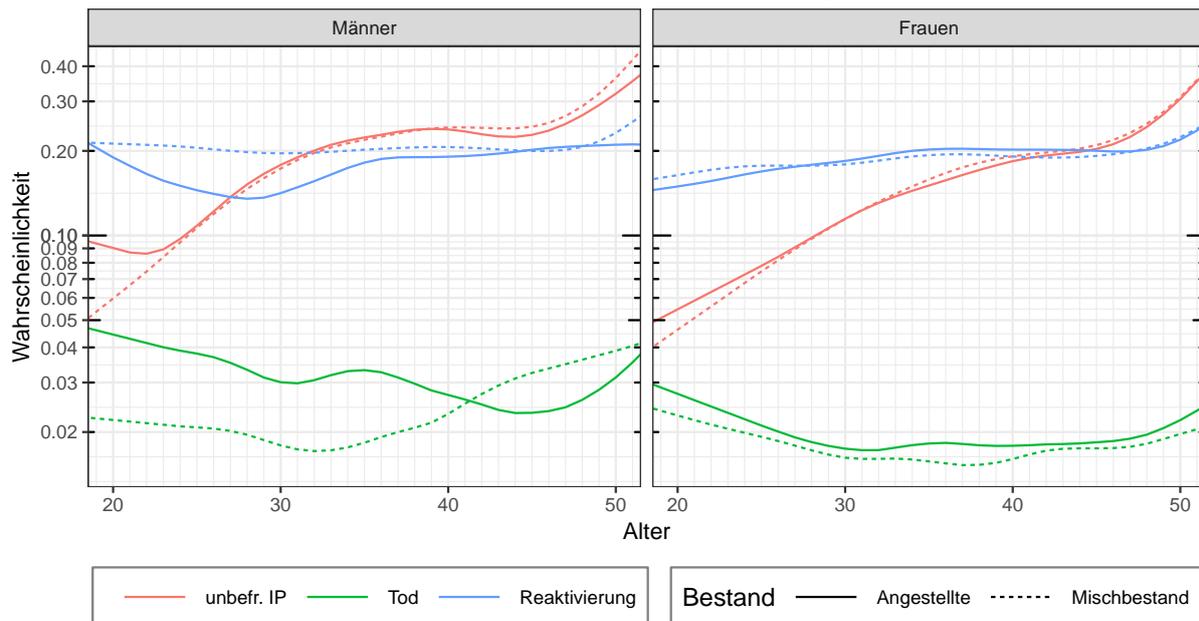
Gesamtzahl Bewegungen Rehageld-Bezieher



Die im Vergleich zu den Abgängen deutlich höheren Zugänge erklären sich über den Zeithorizont 2014-

2017 dadurch, dass durch die Einführung des Rehabilitationsgelds im Jahr 2014 ein Jahr an Zugängen mehr in den Daten vorhanden ist als Abgänge. Deutlich zu sehen ist auch die vergleichsweise geringe Anzahl an männlichen Rehageld-Beziehern vor allem bei den Angestellten, aber auch im Mischbestand. Während bei den angestellten Aktiven die Frauen deutlich in der Mehrheit sind, ist dies im Mischbestand nicht mehr der Fall. Dennoch ist die Mehrzahl der Beziehler von Rehabilitationsgeld weiblich. Aus den Ständen lassen sich nun die Exposure und mit den Bewegungszahlen auch die Ausscheidewahrscheinlichkeiten der Rehabilitationsgeld-Bezieher herleiten:

### Ausscheidewahrscheinlichkeiten Bezieher von Rehageld



Sowohl die Sterblichkeit als auch (auf deutlich höherem Niveau) die Reaktivierung verlaufen vom Alter deutlich weniger (bis gar nicht) abhängig als die Invalidisierung. Insgesamt liegen die Ausscheidewahrscheinlichkeiten jedoch um eine Größenordnung höher als jene der Aktiven oder Invaliditätspensionisten. Dies liegt unter anderem daran, dass das Rehabilitationsgeld als befristete Maßnahme bei vorübergehender Berufsunfähigkeit oder Invalidität per Definition zu starker Fluktuation im Bestand vorherbestimmt ist – in den meisten Fällen (vor allem bei den Männern) als Durchgangszustand zur unbefristeten Invalidität.

Im Vergleich zur Invalidisierung der Aktiven und zur Invalidensterblichkeit zeigt sich klar diese Diskrepanz in Abbildung 6.3.

Vor allem bei den Frauen stimmen die Sterblichkeiten der Invaliden und der Rehageldbezieher sehr stark überein, während bei den Männern die Rehabilitationsgeldbezieher eine leicht höhere Sterblichkeit aufweisen als Beziehler einer unbefristeten Invaliditätspension. Dies hängt vor allem mit der erhöhten Sterblichkeit zu Beginn der Invalidität in Verbindung mit der Tatsache zusammen, dass ein Großteil der Übergänge zur (unbefristeten) Invaliditätspension über eine anfängliche Gewährung von Rehabilitationsgeld geschieht.

### Vergleich Übergangswahrscheinlichkeiten der Reha geldbezieher

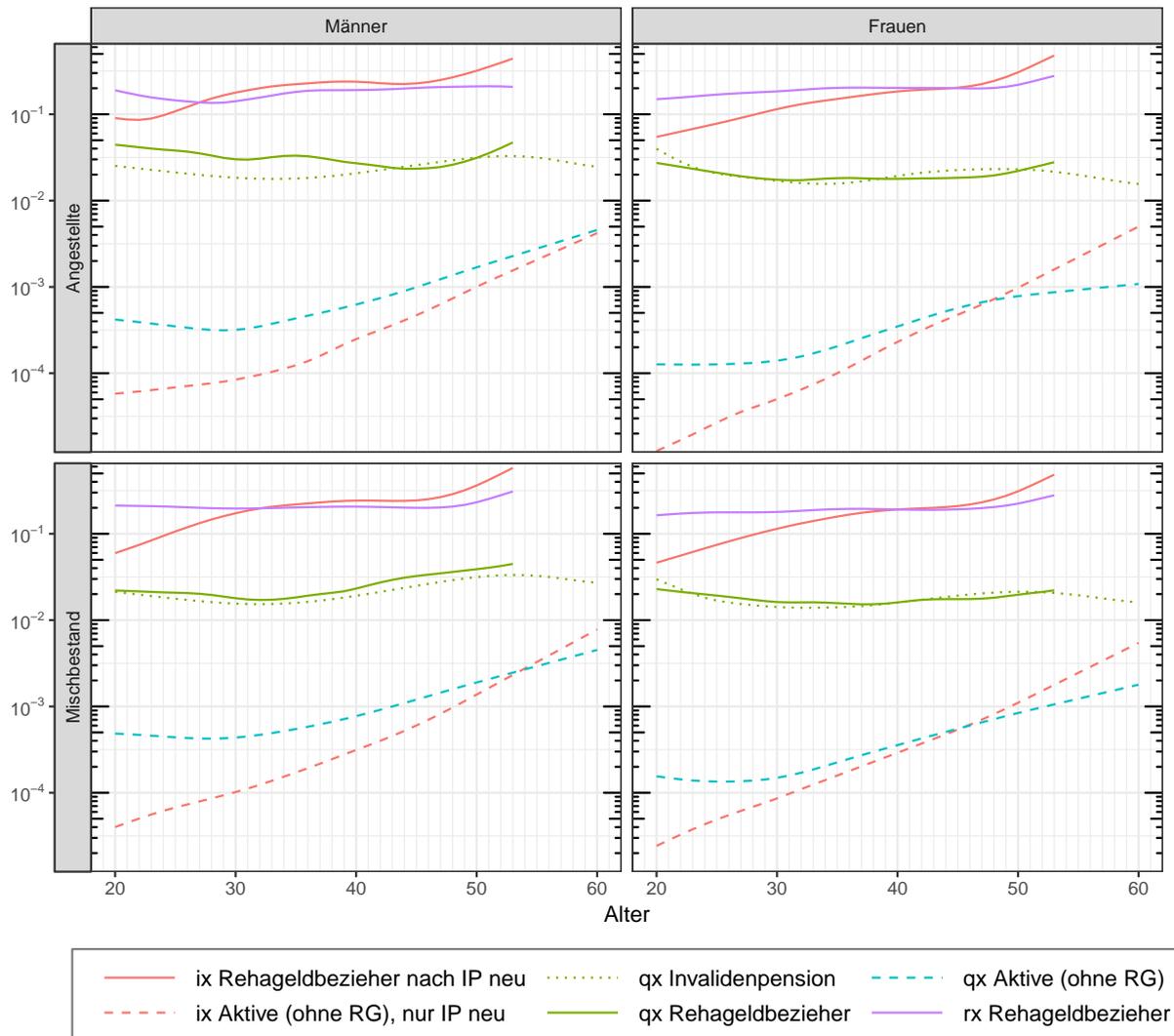


Abbildung 6.3: Vergleich der Zu- und Abgangswahrscheinlichkeiten der Bezieher von Rehabilitationsgeld.

## 6.5 REAKTIVIERUNG

### 6.5.1 NUR UNBEFRISTETE IP ALS INVALIDITÄT

Aufgrund der geringen Anzahl an Reaktivierungen aus unbefristeten Invaliditätspensionen ist die Berücksichtigung der Reaktivierung in den Pensionstabellen bei Definition ausschließlich der unbefristeten Invaliditätspension als Invalidität nicht nötig. Es liegen zwar die Daten zu Abgängen durch Reaktivierung aus der Inaliditätspension seit 2010 vor (nicht jedoch die jeweilige bisherige Dauer der Invalidität), die sehr geringen Abgangszahlen durch Reaktivierung lassen es jedoch am zielführendsten erscheinen, die Reaktivierung aus der unbefristeten Invaliditätspension gänzlich zu vernachlässigen.

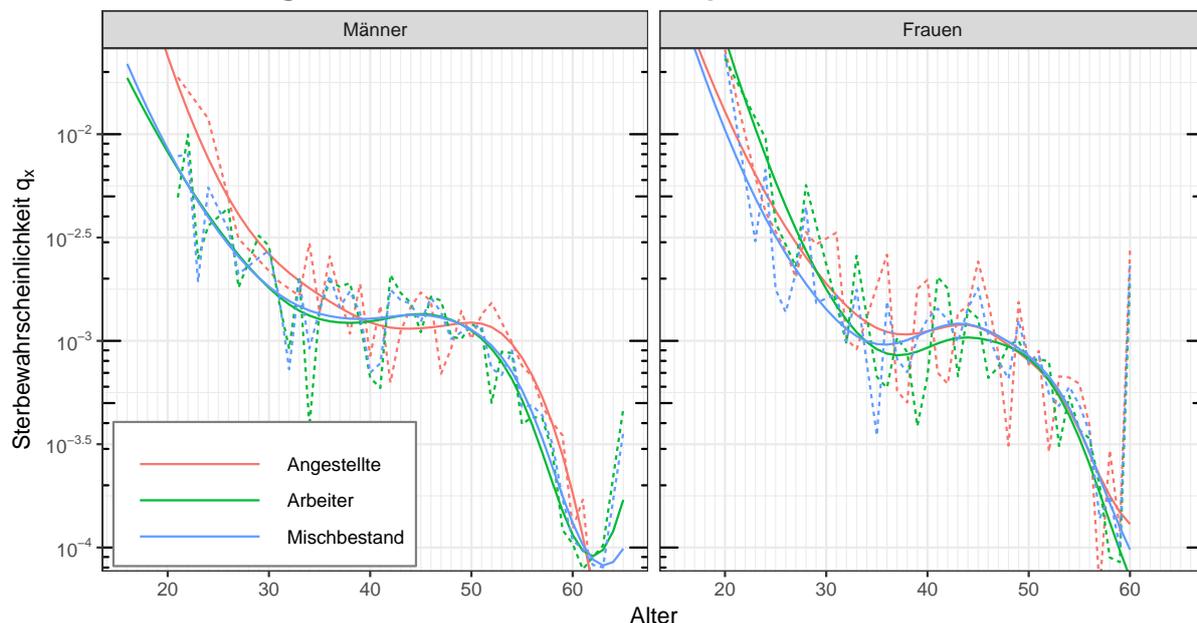
Die vorliegenden Daten zu Invaliditätspensionsbeziehern nach der ASVG-Definition haben folgendes Volumen:

	Angestellte				Arbeiter			
	Stand	-Tod	-Befrist.	-Reakt.	Stand	-Tod	-Befrist.	-Reakt.
<b>Männer</b>								
2010	27578	704	573	16	98041	2699	2403	36
2011	27392	670	705	13	98416	2714	2727	50
2012	26613	710	819	15	96287	2676	3021	59
2013	26141	681	817	13	93806	2621	2902	50
2014	24474	672	1598	11	86529	2340	5447	48
2015	23099	648	1162	12	79133	2360	3840	23
2016	22807	609	623	7	76105	2222	1586	29
2017	22421	618	370	13	72594	2156	983	34
<b>Frauen</b>								
2010	24263	431	1183	17	31031	482	1568	12
2011	25190	520	1493	17	31419	559	1708	20
2012	25780	460	1744	22	31346	527	1887	30
2013	26400	489	1585	18	31214	514	1801	14
2014	23600	460	3771	27	27386	489	4004	16
2015	21104	456	2646	15	23918	488	2743	14
2016	21132	431	978	7	23183	437	997	14
2017	21170	458	604	18	22867	444	577	15

Aus den Zahlen zur Reaktivierung wird deutlich, dass diese stark untergeordnet ist und bei den Angestellten in manchen Altern im gesamten Zeithorizont keine Reaktivierung und in den meisten Altern lediglich eine einzige Reaktivierung stattfindet. Davon zu unterscheiden sind die Abgänge durch zeitliche Befristung, die allerdings seit 2014 nur mehr das Auslaufen alter Befristungen (bzw. Befristungen von Invaliditätspensionen in der Übergangsbestimmung) darstellen.

Die reine Reaktivierung von Arbeitern und Angestellten ist insgesamt relativ ähnlich, wie folgende Grafiken zeigen:

### Reaktivierung aus unbefristeter Invaliditätspension, 2010–2017

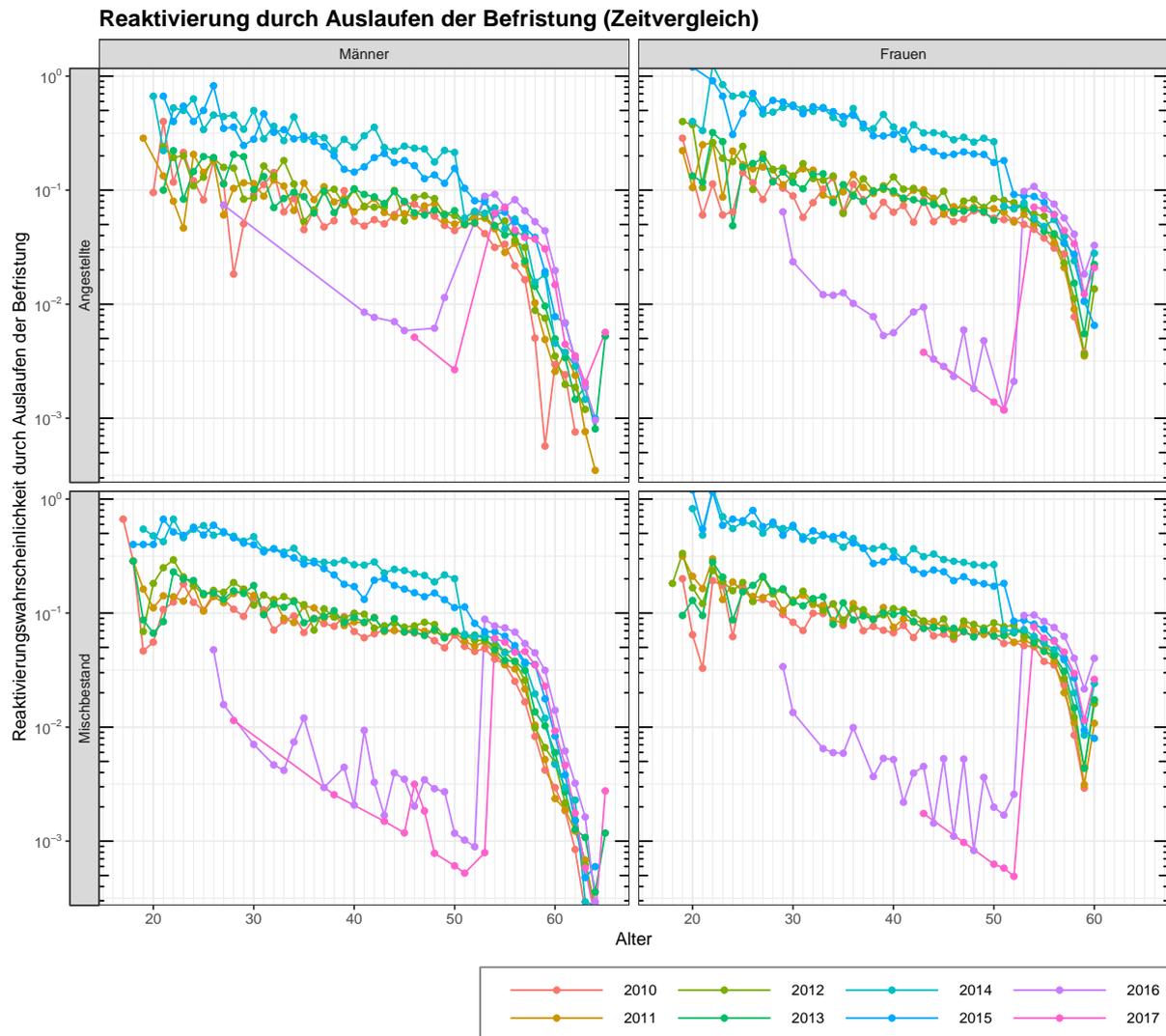


Während in der Tafel "AVÖ 2008-P – Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung – Pagler & Pagler" die Reaktivierung zwar nicht explizit durch Angabe von Reaktivierungswahrscheinlichkeiten berücksichtigt wurde, wurden bei der Erstellung stattdessen die  $i_x$  entsprechend modifiziert, um im Barwert auch eine mögliche Reaktivierung abzudecken. Die  $i_x$  der Tafel AVÖ 2008-P sind also nicht die tatsächlich beobachteten Invalidisierungswahrscheinlichkeiten, sondern bereits um mögliche Reaktivierung modifiziert. In der Tafel AVÖ 2018-P soll aufgrund des Entfalls der befristeten Invalidenpensionen und der untergeordneten Reaktivierung die Reaktivierung auch in den  $i_x$  nicht berücksichtigt werden.

Für Zusagen, die ausschließlich auf die unbefristete Invaliditätspension (seit 1.1.2014) abstellen, ist damit die Reaktivierungswahrscheinlichkeit praktisch vernachlässigbar.

## 6.5.2 AUSLAUFEN DER BEFRISTUNG NACH DER ALTEN REGELUNG (ÜBERGANGSBESTIMMUNG)

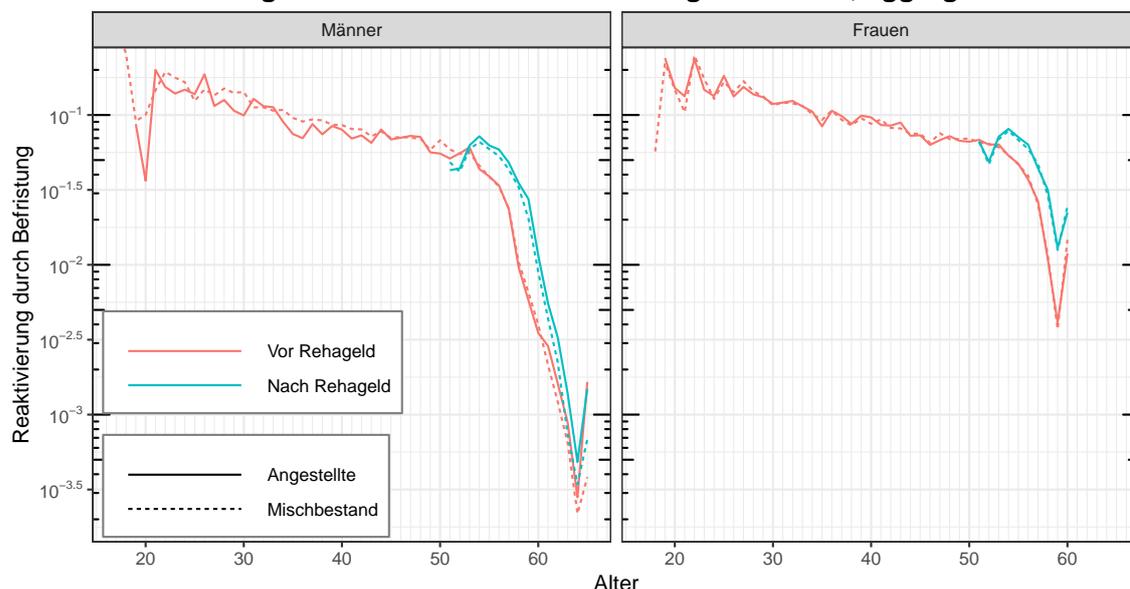
Während also die reine Reaktivierung aus der unbefristeten Invaliditätspension insgesamt praktisch vernachlässigbar ist, stellt sich die Lage für das Auslaufen einer Befristung in der alten Regelung ähnlich wie das Rehabilitationsgeld dar. Hier ist nach den Daten des Hauptverbands (Projekt PJ, [31]) die Wahrscheinlichkeit, dass ein Bezieher von Invaliditätspension durch Auslaufen der Befristung abgeht (d.h. auch nicht verlängert wird) in etwa im Bereich von 10%:



Sehr schön zu sehen ist hierbei der Effekt der Einführung des Rehabilitationsgelds:

- In den Jahren 2014 und 2015 lief ein Großteil der ehemals befristeten Invaliditätspensionen aus und stand zur Verlängerung an, was allerdings nur mehr in Form der Neuzuerkennung von Rehabilitationsgeld (oder der Zuerkennung einer unbefristeten Invaliditätspension) möglich war. Daher ist in diesen beiden Jahren für die Alter unter 50 Jahren die Auslaufwahrscheinlichkeit der Befristung etwa dreimal so hoch wie in den Jahren 2010–2013.
- In den Jahren 2016 und 2017 waren für Alter unter 52 bzw. 53 Jahren nur mehr sehr wenige Befristungen vorhanden, die auslaufen konnten, wobei 2017 noch deutlich niedriger liegt als 2016.
- Für die vor 1964 Geborenen (Übergangsbestimmung für Alter über 50 Jahren) hat sich die allgemeine Form der Reaktivierung durch Auslaufen der Befristung nicht signifikant verändert. Allerdings ist auch hier eine deutlich erhöhte Reaktivierungswahrscheinlichkeit durch Auslaufen der Befristung zu beobachten. Insofern scheint auch bei der Übergangsbestimmung bei der Zuerkennung bzw. Verlängerung trotz unveränderter rechtlicher Gegebenheiten ein strengeren Maßstab angelegt zu werden.

### Reaktivierung durch Auslaufen der Befristung 2010–2017, aggregiert



Dies ist konsistent mit der oben im Abschnitt 6.3.1 gemachten Beobachtung, dass die Invalidisierungen nach Übergangsbestimmung – trotz unveränderter rechtlicher Gegebenheiten – leicht zurückgegangen sind.

- Im Vergleich zur Reaktivierung aus dem Rehageld (wie in Abschnitt 6.4 festgestellt ist die Reaktivierung fast unabhängig vom Alter auf einem Niveau von ca. 20%) ist hier jedoch eine lineare Abhängigkeit vom Alter festzustellen, wobei das Niveau von etwa 20% im Alter 20 auf ca. 6% im Alter 50 sinkt, also deutlich unter dem Auslaufen des Rehabilitationsgeldes liegt.
- Der starke Rückgang in der Reaktivierungswahrscheinlichkeit durch Auslaufen der Befristung für die Alter ab ca. 55 Jahren liegt vornehmlich in der Möglichkeit begründet, eine vorzeitige Alterspension in Anspruch zu nehmen oder die kurze Zeitspanne bis zur Pensionierung anderweitig zu überbrücken.
- Im direkten Vergleich zur hohen Reaktivierungsrate des Rehabilitationsgeldes (ca. 20%) ist zu beachten, dass diese Reaktivierung nur auf die Rehageldbezieher wirkt, die hier hergeleitete Reaktivierungswahrscheinlichkeit jedoch auf den Gesamtbestand an befristeten und unbefristeten Invaliditätspensionsbezieher. Insofern ist eine deutlich niedrigere Reaktivierungswahrscheinlichkeit zu erwarten.

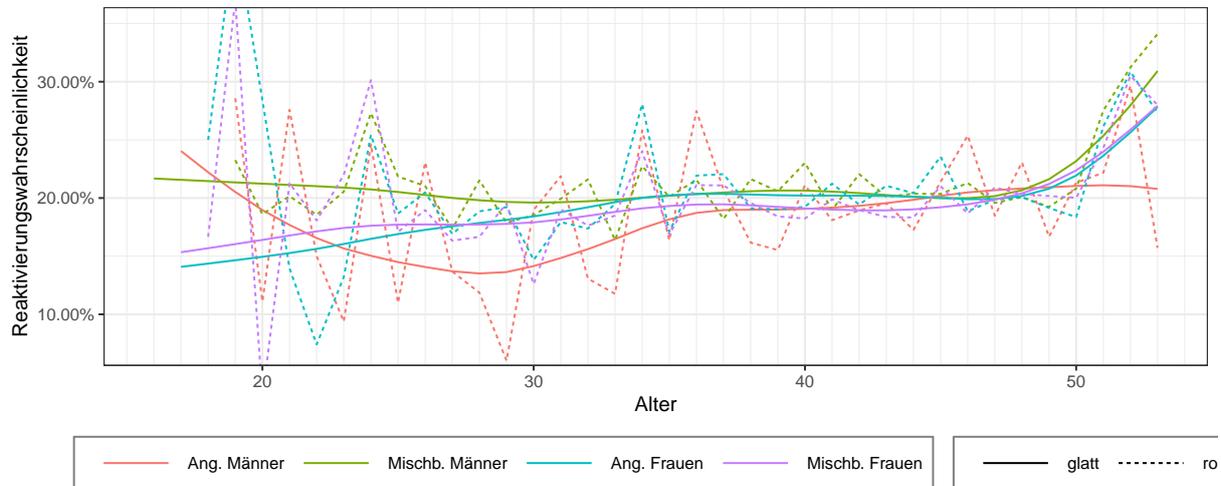
### 6.5.3 REHAGELD UND UNBEFRISTETE IP ALS INVALIDITÄT

Für Zusagen, die auch im Fall des (befristeten) Rehabilitationsgeldes eine Invaliditätspension leisten, können die Daten nur bedingt herangezogen werden, da der Bezug von Rehabilitationsgeld nicht in der Statistik erfasst und damit die Abgänge durch Auslaufen der Befristung nicht vorhanden sind.

#### REAKTIVIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN FÜR BEZIEHER VON REHAGELD

Durchaus relevant sind dabei die "Reaktivierungen" nach Ablauf der zeitlichen Befristung bei befristeten Invaliditätspensionen nach der alten Regelung (Übergangsbestimmung) bzw. beim Rehabilitationsgeld. Aus den Beobachtungen [32] des Rehabilitationsgeldes der Jahre 2014–2017 lassen sich folgende rohe Reaktivierungswahrscheinlichkeiten für den Übergang von Rehabilitationsgeldbezug zu Aktiv ableiten (die Werte ab Alter 50 sind nicht repräsentativ, da hier nur einzelne Jahre vorliegen):

### Reaktivierungswahrscheinlichkeiten aus Rehabilitationsgeld



Sehr schön zu erkennen ist, dass die Reaktivierung – vor allem in jenen Bereichen mit signifikanten Beständen ab dem Alter 35 – alters-, geschlechts- und bestandsunabhängig konstant ca. 20% pro Jahr beträgt.

Der Einfluss dieser Reaktivierungswahrscheinlichkeiten kann durch Berücksichtigung der Reaktivierung im Markov-Modell (mit den beiden Zuständen "Rehabilitationsgeld" und "unbefristete Invaliditätspension") sehr einfach abgedeckt werden. Da allerdings die meisten Systeme nicht das Markov-Modell sondern das klassische Modell mit Barwertformeln implementiert haben, ist dies meist nicht praktikabel.

### BERÜCKSICHTIGUNG DER REAKTIVIERUNG DURCH MODIFIKATION DER $i_x^{RG}$

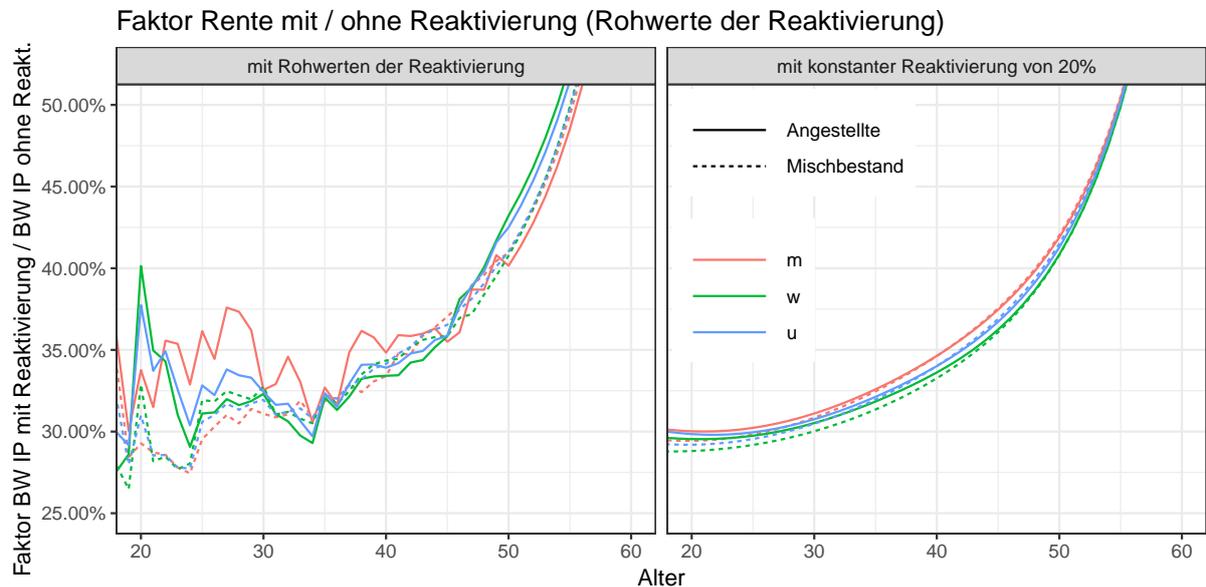
Um barwertmäßig den Einfluss der Reaktivierung zu berücksichtigen werden üblicherweise die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten entsprechend modifiziert. Die Anwartschaft auf Invalidenpension (bis zum Pensionsalter oder bis zum Tod) kann dabei vereinfacht folgendermaßen umformuliert werden:

$$\begin{aligned}
 \ddot{a}_x^{a,i} &= \sum_j p_x^a i_{x+j}^{RG} v^{j+\frac{1}{2}} \ddot{a}_{x+j+\frac{1}{2}}^{i,mitReakt.} \\
 &= \sum_j p_x^a \cdot v^{j+\frac{1}{2}} \left( \underbrace{i_{x+j}^{-RG} \ddot{a}_{x+j+\frac{1}{2}}^i}_{\text{unbefr.IP}} + \underbrace{\tilde{i}_{x+j}^{RG} \ddot{a}_{x+j+\frac{1}{2}}^{i,mitReakt.}}_{\text{Rehageld}} \right) \\
 &= \sum_j p_x^a \cdot v^{j+\frac{1}{2}} \left( i_{x+j}^{-RG} + \tilde{i}_{x+j}^{RG} \cdot \frac{\ddot{a}_{x+j+\frac{1}{2}}^{i,mitReakt.}}{\ddot{a}_{x+j+\frac{1}{2}}^i} \right) \ddot{a}_{x+j+\frac{1}{2}}^i \quad (6.1)
 \end{aligned}$$

Dabei kommt einerseits zur Anwendung, dass aus der unbefristeten Invaliditätspension keine Reaktivierung stattfindet und andererseits die Sterbewahrscheinlichkeiten der Bezieher von Invaliditätspension und Rehabilitationsgeld übereinstimmen.

Zur Berücksichtigung der Reaktivierung kann daher auch die Invalidisierungswahrscheinlichkeit mittels des Verhältnisses der Barwerte im Invalidisierungszeitpunkt umskaliert (verringert) werden. Klarerweise ist dieser Faktor durch die Diskontierung auch vom verwendeten Zinssatz abhängig. Bei einem Zinssatz von 6% ergeben sich nach der Invalidensterblichkeit der Tafel AVÖ 2018-P und obigen rohen Reaktivierungswahrscheinlichkeiten (für Alter über 50 und unter 20 konstant mit dem Wert des Alters 50 bzw. 20

fortgesetzt) folgende Verhältnisse von bis zum Pensionsalter 65 befristeten, sofort beginnenden Invaliditätspensionen:



Durch die Befristung bis zum Pensionsalter (ab dem keine Reaktivierung mehr stattfinden kann) tendiert das Verhältnis ab dem Alter 55 stark nach oben bis zum Wert 1 im Alter 65. Darunter jedoch ist aufgrund der hohen Reaktivierungsrate das Verhältnis relativ stabil im Bereich 30–35% und nur gering abhängig von Faktoren wie Geschlecht oder Bestand. Aufgrund der starken Schwankungen der rohen Reaktivierungsraten schwanken auch bei geringen Altern die Faktoren bei Verwendung der Rohwerte als Reaktivierungswahrscheinlichkeiten. Zieht man jedoch eine konstante Reaktivierung von 20% für alle Bestände heran, so ergibt sich ein sehr glattes Verhältnis, das von ca. 30% im Alter 20 praktisch exponentiell bis auf 100% zum Pensionsalter ansteigt.

Die hier hergeleiteten Faktoren können benutzt werden, um den Anteil des RehaGeld-Zuganges an der Invalidisierung entsprechend zu skalieren, wie in obiger Formel gezeigt. Der Anteil der unbefristeten IP an der Invalidisierung bleibt wegen der geringen Reaktivierung unskaliert. Allerdings ist in der obigen vereinfachten Ermittlung des Faktors der Barwerte nicht berücksichtigt, dass aus dem RehaGeld auch der Bezug von unbefristeter Invaliditätspension eintreten kann. Da das RehaGeld kein Zustand mit hoher Bleibewahrscheinlichkeit ist und die Sterbewahrscheinlichkeit um einen Faktor 10-20 unter den Reaktivierungen und dem Abgang zur unbefristeten Invaliditätspension liegt, ergeben sich die Reaktivierung in den Aktivenzustand und die Invalidisierung in die unbefristete Invaliditätspension als die langfristigen Perspektiven, die beide vergleichbare Übergangsniveaus aufweisen (auch wenn die permanente Invalidisierung aus dem RehaGeld anfangs etwas unter der Reaktivierung liegt). Damit setzt sich die Invalidisierung inkl. RehaGeld zusammen aus (a) dem unmittelbaren Zugang aus der Aktivität in die unbefristete Invaliditätspension, (b) aus dem Zugang aus der Aktivität ins RehaGeld mit darauffolgendem Übergang in die unbefristete Invaliditätspension und (c) aus dem Zugang aus der Aktivität ins RehaGeld mit darauffolgender Reaktivierung, Pensionierung oder Tod. Die Wahrscheinlichkeit für (a) liegt als  $i_x^{a,IP} = i_x^{-RG}$  vor, ebenso die Summe aus (b) und (c) als  $i_x^{a,RG} = \tilde{i}_x^{RG}$ . Vereinfacht können (b) und (c) wie gerade argumentiert gleichgesetzt werden, wobei die Korrektur um die Reaktivierung nur auf (c) wirkt.

Damit bietet sich folgende vereinfachte Näherung der modifizierten Invalidisierungswahrscheinlichkeit unter Berücksichtigung der Reaktivierung aus dem RehaGeld an:

$$i_x^{IP+RG,Reakt.} \approx i_x^{a,IP} + \frac{1}{2}i_x^{a,RG} + \frac{1}{2}i_x^{a,RG} \underbrace{\frac{\ddot{a}_x^{i,mitReakt.}}{\ddot{a}_x^i}}_{:=rf_x} \quad (6.2)$$

Dazu werden die altersabhängigen Wahrscheinlichkeiten, dass eine aktive (nicht in RG-Bezug stehende)

Person in den Bezug von Rehaheld ( $i_x^{a, RG}$ ) bzw. in den Bezug von unbefristeter Invaliditätspension ( $i_x^{a, IP}$ ) gelangt, benötigt. Diese sind als Zusatzinformation tabelliert. Ebenso ist der Korrekturfaktor für Reaktivierung  $r.f_x$  in Abhängigkeit vom Pensionsalter PA als Zusatzinformation zur Pensionstafel AVÖ 2008-P tabelliert.

In diesem vereinfachten Zugang sind Sicherheiten in zweifacher Hinsicht enthalten. Zum einen ist die Reaktivierungswahrscheinlichkeit größer als die Invalidisierung aus dem Rehageld. Damit wirkt der Faktor in der Realität auf etwas mehr als  $\frac{1}{2}i_x^{a, RG}$ . Ebenso ist die bedingte Reaktivierung bei Ausschluss der Invalidisierung höher als die für die Bestimmung des Faktors  $r.f_x$  angesetzte Reaktivierung und damit der Faktor tatsächlich noch etwas geringer. Insgesamt resultieren damit etwas höhere Anwartschaften als sie unter vollständiger und exakter Berücksichtigung der Reaktivierung beobachtet werden.

Bei diesem Zugang zur Reaktivierung ist weiters zu bedenken, dass die modifizierte Invalidisierungswahrscheinlichkeit  $i_x^{IP+RG, Reakt}$  keine tatsächlich beobachtete Wahrscheinlichkeit ist, sondern lediglich kalkulatorisch dazu dient, die Anwartschaften auf Invaliditätspension um die Auswirkung der Reaktivierung zu korrigieren. Die Barwerte der Invaliditätspensionen berücksichtigen in diesem Fall keine Reaktivierung und fallen damit deutlich zu hoch aus.

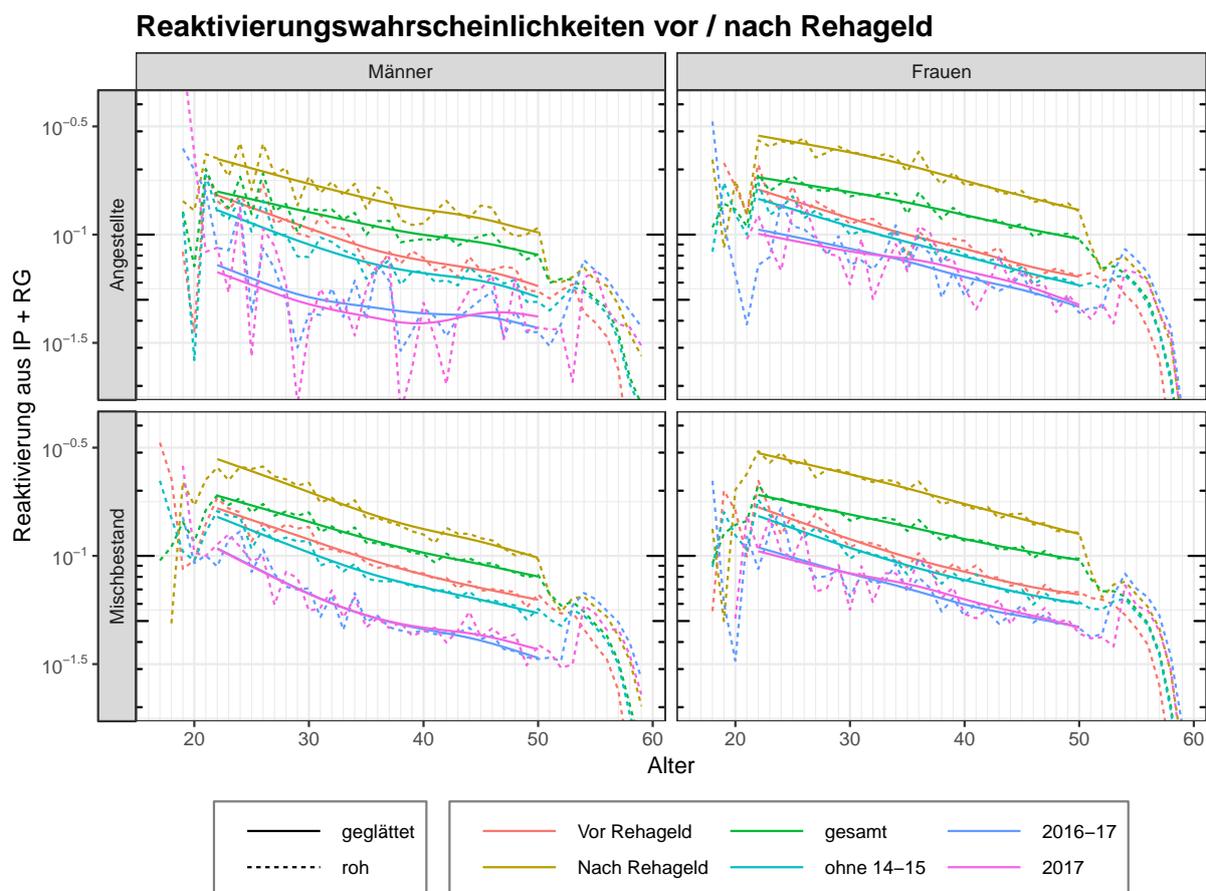
## GESAMTE REAKTIVIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEIT FÜR IP + RG / ÜBERGANGSBESTIMMUNG

Im letzten Abschnitt wurde die Reaktivierungswahrscheinlichkeit des Bestandes an Rehageldbeziehern betrachtet und eine dazu äquivalente (vom Pensionsalter abhängige) Reduktion der Wahrscheinlichkeit angegeben, dass ein Aktiver in den Bezug von Rehabilitationsgeld gelangt. In Summe mit der Wahrscheinlichkeit, dass ein Aktiver in den Bezug von unbefristeter Invaliditätspension gelangt, ergibt sich dadurch die um die Befristung korrigierte Invalidisierungswahrscheinlichkeit.

Soll jedoch ein Markov-Modell inklusive Reaktivierung benutzt werden, so kann nicht einfach die Reaktivierungswahrscheinlichkeit der Rehageld-Bezieher von ca. 20% im Markov-Modell benutzt werden, da der Invaliditätszustand nicht weiter in unbefristete Invaliditätspension und Rehageld unterteilt wird. Deshalb soll nun die Reaktivierungswahrscheinlichkeit durch Auslaufen der Befristung des Rehagelds aus dem gemeinsamen Zustand IP+RG bestimmt werden.

Dazu werden für die Jahre 2010 bis 2017 die Daten der PVA zu Invaliditätspensionisten [31] mit den Daten zu Rehageldbeziehern [32] aggregiert. Die Reaktivierungswahrscheinlichkeit ergibt sich dann aus der gesamten Exposure der IP- und RG-Bezieher sowie der beobachteten Reaktivierungen durch Ablauf der Befristung des RG und der befristeten IP, Reaktivierung aus der unbefristeten IP, sowie der Reaktivierung aus dem RG durch mangelnde Mitwirkung oder Zuerkennung von Umschulungsgeld.

Die auf diese Weise direkt ableitbaren jährlichen Reaktivierungswahrscheinlichkeiten (unter Vernachlässigung des Einflusses der bisherigen Bezugsdauer der IP oder des Rehagelds) zeigen – anders als beim Bezug von Rehageld für sich alleine betrachtet – eine deutliche Altersabhängigkeit.



Wie bereits oben beschrieben bilden die Jahre 2014 und 2015 unmittelbar nach der Einführung des Rehageldes einen Sonderfall, da sämtliche befristete Invaliditätspensionen durch Befristung endeten und eventuell ein nachfolgender Bezug von Rehageld erfolgte. Andererseits fanden praktisch noch keine Reaktivierungen durch Ablauf der Befristung aus dem Rehageld statt, da noch keine Bezueher mit ausreichender Bezugsdauer existierten. Die Effekte dieser beiden Jahre sind in den Grafiken in den Zeitreihen "Nach Rehageld" und "gesamt" im Vergleich zur "Vor Rehageld" und "2016-17" deutlich zu erkennen. Insofern müssen jedenfalls diese beiden, systemisch stark verzerrten Jahre ignoriert werden.

Weiters erkennt man für die Jahre 2016–17 einen deutlichen Abfall der Reaktivierungswahrscheinlichkeit aus dem gesamten Invaliditätszustand im Vergleich zur Zeitperiode vor Einführung des Rehageldes, trotz der relativ hohen Reaktivierungsrate von 20% jährlich aus dem Rehageldbezug. Dies liegt vor allem daran, dass die in Abschnitt 6.6 besprochene Verschiebung von befristeter zu unbefristeter Invaliditätspensions stattfand, aus der praktisch keine Reaktivierung mehr stattfindet. Insofern ist im Bereich unter 50 Jahren die Reaktivierung aus der Zeit vor der Einführung des Rehagelds nicht repräsentativ, sondern deutlich zu hoch. Es können daher für die Reaktivierung aus dem Zustand IP+RG nur die Reaktivierungsdaten der Jahre 2016-17 herangezogen und für die Reaktivierung der Tafel AVÖ 2018-P herangezogen werden werden.

Für die Invalidität bestehend aus unbefristeter IP und Rehabilitationsgeld können die Reaktivierungswahrscheinlichkeiten der Jahre 2016-17 einfach zu höheren Altern extrapoliert werden.

Die Reaktivierung gemäß der Übergangsbestimmung ist wie in den Grafiken ersichtlich deutlich höher als die Reaktivierung aus IP+RG. Allerdings fällt zum einen die Reaktivierung in den nach der Übergangsbestimmung überhaupt noch relevanten Altersbereichen (ab Alter 54) sehr rasch ab. Andererseits führt die Anwendung der niedrigeren Reaktivierungswahrscheinlichkeiten der IP+RG dazu, dass die Barwerte und Anwartschaften etwas höher kalkuliert sind als bei voller Reaktivierung.

Aus diesen Gründen soll auch für die Übergangsbestimmung dieselbe Reaktivierung angesetzt werden

wie für die Invalidität bestehend aus unbefristeter Invaliditätspension (seit 1.1.2014) und Bezug von Rehabilitationsgeld.

## 6.6 AUSWIRKUNG DER EINFÜHRUNG DES REHABILITATIONSGELDES AUF DIE ZUERKANNTEN PENSIONEN

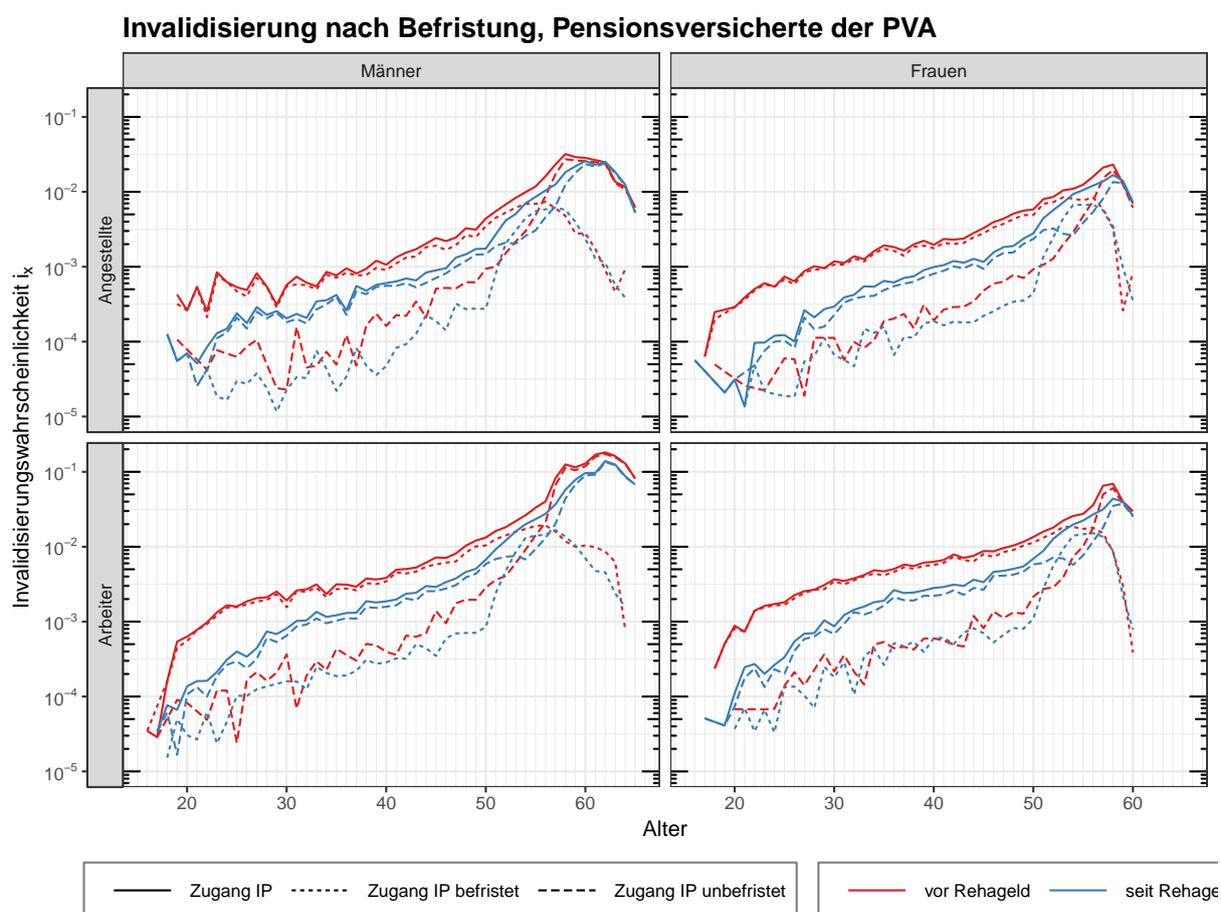
Auf den ersten Blick könnte man erwarten, dass die Einführung des Rehabilitationsgeldes lediglich den Entfall der befristeten Invaliditätspension zur Folge hat, die unbefristeten Invaliditätspensionen jedoch unverändert weitergewährt werden. Diese Annahme ist jedoch keineswegs korrekt, wie ein Blick auf die Daten der Vergangenheit belegt: Bis 2013 wurde die überwiegende Mehrheit der Invaliditätspensionen nur befristet gewährt, eine unbefristete Invaliditätspension wurde meist erst nach einer anfänglichen Befristung zuerkannt.

Zur Untersuchung dieser Effekte stehen folgende Daten zur Verfügung:

- **Projekt PJ** des Hauptverbands der Sozialversicherungsträger (Berichtsjahre 2010–2017) [31]:
  - Stand der Pensionsbezieher (Angestellte und Arbeiter) nach dem Alter im Dezember (getrennt in Invaliditätspensionen gesamt, befristete Invaliditätspensionen, normale Alterspension, die diversen Arten von vorzeitiger Alterspension, Witwen- und Waisenpensionen)
  - Pensionszugänge (gesamt und erstmalige Neuzuerkennungen) nach dem Alter, getrennt in dieselben Pensionsarten wie die Stände
  - Pensionsabgänge nach dem Alter, getrennt in dieselben Pensionsarten wie die Stände, sowie in die Abgangsursachen Tod, Wegfall der Erwerbsunfähigkeit, Wegfall einer befristeten Invaliditätspension, Wegfall der Voraussetzungen für vorzeitige Alterspension, Wegfall einer befristeten Witwenpension, Wegfall der Witwenpension wegen Wiederverhehlung, sowie die Wegfälle der Waisenpension

Damit stehen zwar die Zugänge seit 2010 getrennt nach befristeter und unbefristeter Invaliditätspension zur Verfügung, zur direkten Ableitung der Invalidisierungswahrscheinlichkeit fehlt jedoch die Grundgesamtheit. Außerdem ist in dieser Auswertung der Zeitpunkt der Zuerkennung (d.h. Abschluss des Verfahrens und erstmalige Pensionsauszahlungen) für die Zählung in der Statistik relevant, sodass es kurz nach der Einführung des Rehabilitationsgeldes noch zu Verwerfungen kommt. Als Vereinfachung kann man jedoch die durchschnittliche Zahl der Pflichtversicherten (Beitragspflichtigen) der PVA (getrennt nach Angestellten und Arbeitern) zugrunde legen. Damit wird die Invalidisierung überschätzt, da auch noch weitere Personen Anspruch auf eine Invaliditätspension haben (z.B. bei Sozialleistungsbezug oder bei Selbständigkeit nach ausreichend erworbenen Versicherungsmonaten in der PVA). Die qualitative Auswirkung der Einführung des Rehabilitationsgeldes lässt sich jedoch auch mit dieser Vereinfachung sehr gut darstellen.

Legt man also die Gesamtheit der (aktiv) Pflichtversicherten Personen der PVA-Angestellten zugrunde und zieht die erstmaligen Neuzuerkennungen der befristeten und unbefristeten Invaliditätspension wie oben beschrieben heran, so ergeben sich für die Zeit vor und nach Einführung des Rehabilitationsgeldes folgende Verläufe der Invalidisierungen:



Wie klar ersichtlich ist, wurden bis 2013 fast ausschließlich befristete Invaliditätspensionen zuerkannt, während ab 2014 – gemäß der neuen rechtlichen Regelung – ausschließlich unbefristete IP beobachtet werden. Letzteres erfolgt jedoch auf deutlich höherem Niveau als vor der Einführung des Rehageldes. Lediglich im Jahr 2014 wurden noch zahlreiche befristete IP zuerkannt, die jedoch aus tatsächlichen Invalidisierungen bis 31.12.2013 stammen. (Wie auch bei der Diskussion der Datengrundlagen angesprochen werden in der Pensionsstatistik Neuzugänge im jeweiligen Zuerkennungszeitpunkt gezählt, nicht zum Zeitpunkt der eigentlichen Invalidisierung.) Insofern führte also die Einführung des Rehabilitationsgelds nicht nur zu einem Entfall der unbefristeten Invaliditätspensionen, sondern gleichzeitig auch zu einer Verschiebung hin zur unbefristeten Invaliditätspension.

Damit kann also die Zuerkennung unbefristeter Invaliditätspensionen aus den Jahren bis 2013 nicht als repräsentativ für die unbefristeten Invaliditätspensionen seit 2014 herangezogen werden und die Bestimmung der Invalidisierungen nach der neuen Regelung seit 2014 kann ausschließlich auf den Daten seit 2014 erfolgen, wobei das Niveau der gesamten IP-Zuerkennungen vor 2014 etwas höher sein sollte als das Niveau der Zuerkennung von unbefristeter IP und Rehabilitationsgeld in Summe. Insofern können die Daten der Zeit vor 2014 zumindest für einen Plausibilitätscheck dienen.

Die Einführung des Rehageldes wirkt sich jedoch nicht nur auf die Eintrittswahrscheinlichkeiten der Invaliditätspensionen aus, sondern durch die daraus resultierende unterschiedliche Zusammensetzung der Gesamtheit der Invaliditätspensionsbezieher auch auf die Invalidensterblichkeit. Dieser Effekt im Übergangszeitraum zum Rehabilitationsgeld soll im Abschnitt 7.3 näher betrachtet werden.

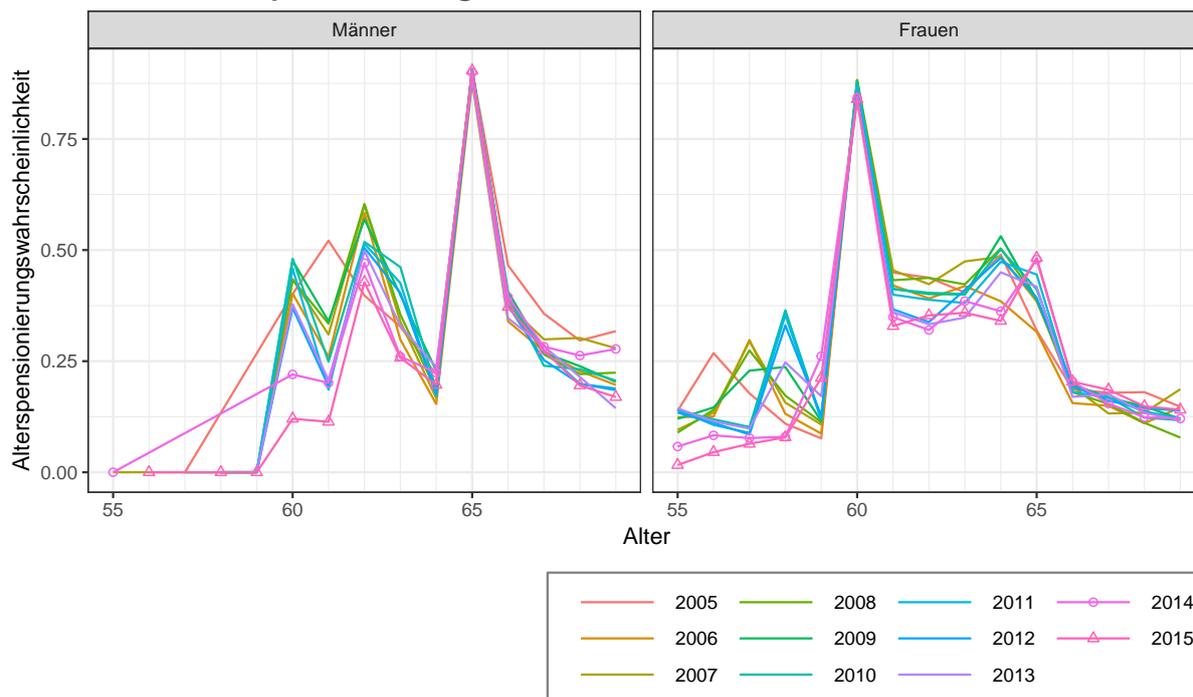
## 6.7 ALTERSPENSIONIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN DER ASVG-PENSIONIERUNGSTAFELN

Die Pensionstafeln AVÖ 2008-P und 2018-P beinhalten zwar keine stochastischen Pensionierungen und gehen von einem fixen, deterministischen Pensionsalter (üblicherweise 65 Jahre) aus. Das Markov-Modell ließe jedoch einen stochastischen Übergang zwischen Aktivität und Alterspension durchaus ohne nötige Adaptionen zu.

Daten hierzu könnten einerseits die Zugangszahlen zu Alterspensionen des Hauptverbands ("Projekt PJ", [31]) dienen, wobei auch hier wie bei den erstmaligen Neuzuerkennungen zur Invaliditätspension die Grundgesamtheit fehlt.

Andererseits wurden im Rahmen der ASVG-Pensionierungstafeln durch die Statistik Austria auch die Wahrscheinlichkeiten der (vorzeitigen und regulären) Alterspensionierung hergeleitet. Zwar sind diese Pensionierungstafeln nur auf Ebene aller ASVG-Pensionsversicherten im Kollektiv hergeleitet, jedoch zeigt sich auch hierbei bereits sehr schön, dass die Pensionierungswahrscheinlichkeiten eine Überlagerung der einzelnen Pensionierungsarten darstellen, wobei jeweils im ersten möglichen Alter einer Pensionierungsart erwartungsgemäß der Peak der Pensionierungswahrscheinlichkeit beobachtet werden kann:

**ASVG–Alterspensionierungswahrscheinlichkeiten Österreich 2005–2015**



## 6.8 VERGLEICHE UND PLAUSIBILISIERUNGEN

### 6.8.1 PENSIONIERUNGSTAFELN ALLER ASVG-PENSIONSVERSICHERTEN

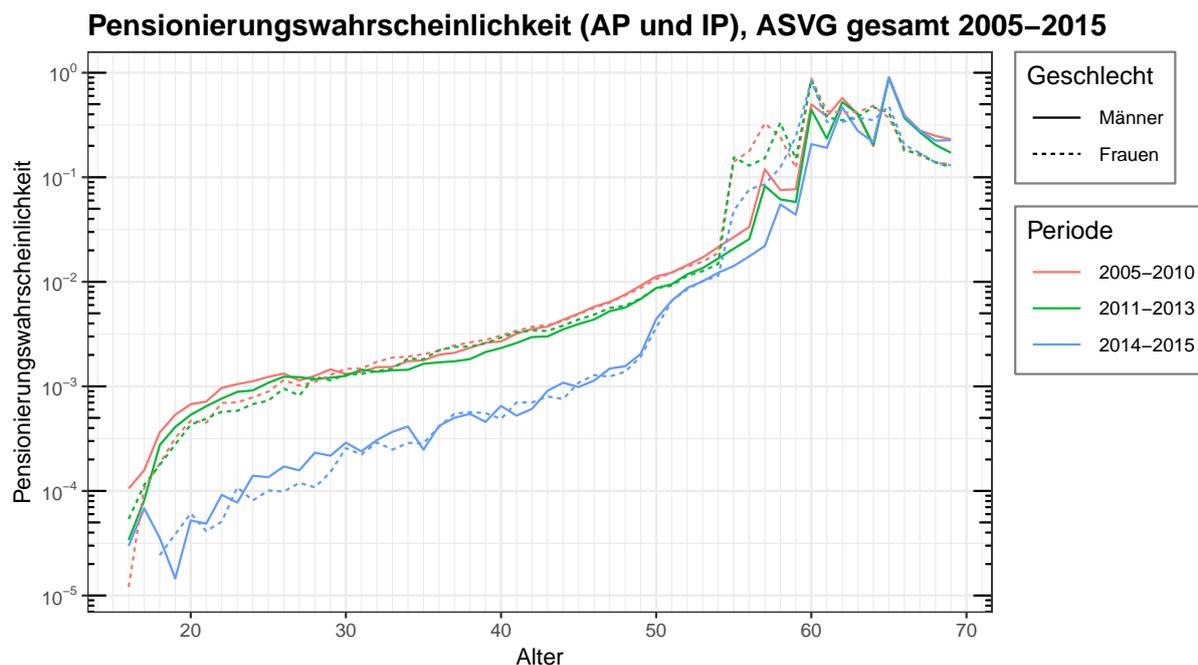
In dieser jährlich aktualisierten Studie [2] durch die Statistik Austria wird die Wahrscheinlichkeit einer  $x$ -jährigen ASVG-pensionsversicherten Person bestimmt, innerhalb des kommenden Jahres eine Eigenpension anzutreten. Dies wird in derselben Form wie Sterbetafeln dargestellt. Die Tafel wird sowohl als

Single-Dekrement Tafel erstellt, die nur die Pensionierungswahrscheinlichkeit angibt, nicht jedoch die Art der Eigenpension unterscheidet, als auch als Multi-Dekrement Tafel erstellt, die die abhängigen Wahrscheinlichkeiten angibt, dass im Lauf des Jahres eine Invaliditätspension, vorzeitige Alterspension oder normale Alterspension auftritt. Für die genauen Definitionen und die Kriterien der Auswertung sei auf [2] verwiesen. Die Jahre 2013, 2014 und 2015 wurden in gesonderten Studien aktualisiert, für das Jahr 2012 stehen zwar die Multi-Dekrement Tafeln als Excel-Datei durch das Sozialministerium zur Verfügung, diese wurden jedoch nicht in Form einer Publikation durch die Statistik Austria veröffentlicht.

Da die betrachtete Personengesamtheit sämtliche gesetzlich pensionsversicherte Personen umfasst – insbesondere also neben den ASVG-Angestellten auch die Arbeiter, Selbständigen und Bauern gemeinsam – können diese Tafeln nicht unmittelbar für die Herleitung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten einer neuen Pensionstafel AVÖ 2018-P herangezogen werden.

Zudem liegen Daten nur bis inklusive dem Kalenderjahr 2015 vor, womit erst zwei Jahre durch das Rehabilitationsgeld und den Entfall der befristeten Invaliditätspensionen abgedeckt sind. Da sich die Beobachtungen dieser beiden Jahre vom Invalidisierungsniveau einerseits erwartungsgemäß deutlich von den Jahren bis 2013 unterscheiden, andererseits aber vor allem auch im direkten Vergleich deutliche Unterschiede aufweisen, kann aus diesen Tafeln auch keine belastbare Aussage über das künftige Invalidisierungsniveau abgeleitet werden.

## PENSIONIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN (IP UND AP KUMULIERT)



Die Unterschiede zwischen Männern und Frauen sind erstaunlich gering.

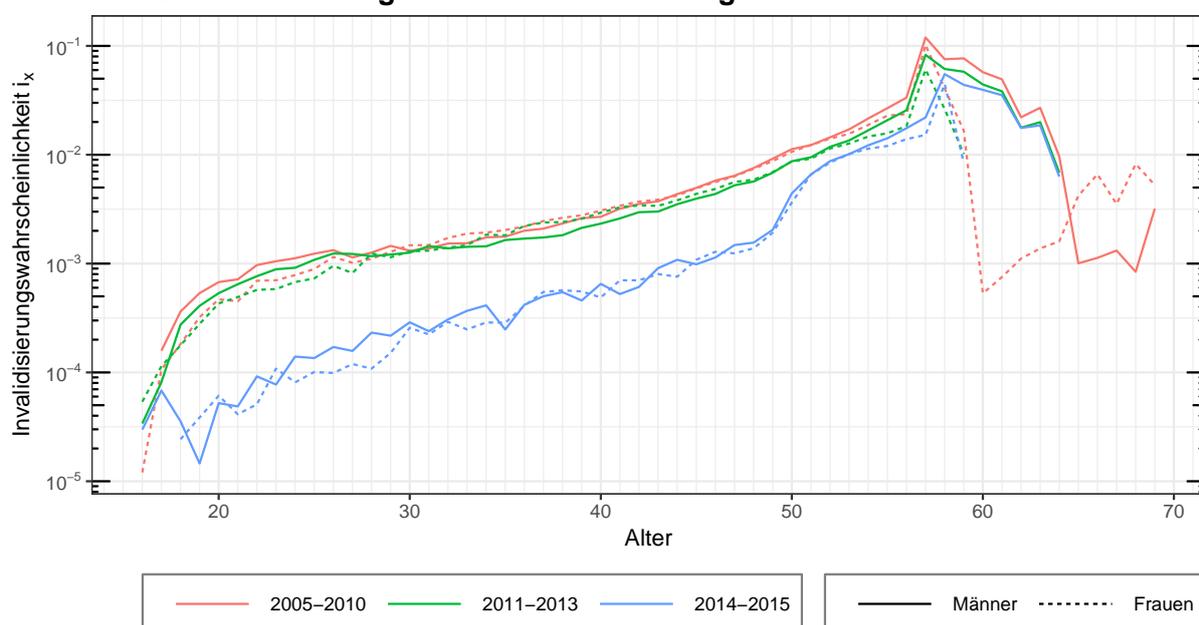
## INVALIDISIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN (INVALIDITÄTS-/BERUFSUNFÄHIGKEITS- UND ERWERBSUNFÄHIGKEITSPENSION)

Im Zeitverlauf ist ein klarer Bruch im Jahr 2014 bei Einführung des Reha geldes zu beobachten. Während befristete Invaliditätspensionen in den Jahren 2005 – 2013 wie unbefristete gezählt wurden, gelten für Geburtsjahrgänge ab 1964 nur mehr unbefristete Invaliditätspensionen als Invalidität, während das befristete Reha geld als Leistung der Krankenversicherung gilt. Insofern ist im Jahr 2014 die Invalidisierung

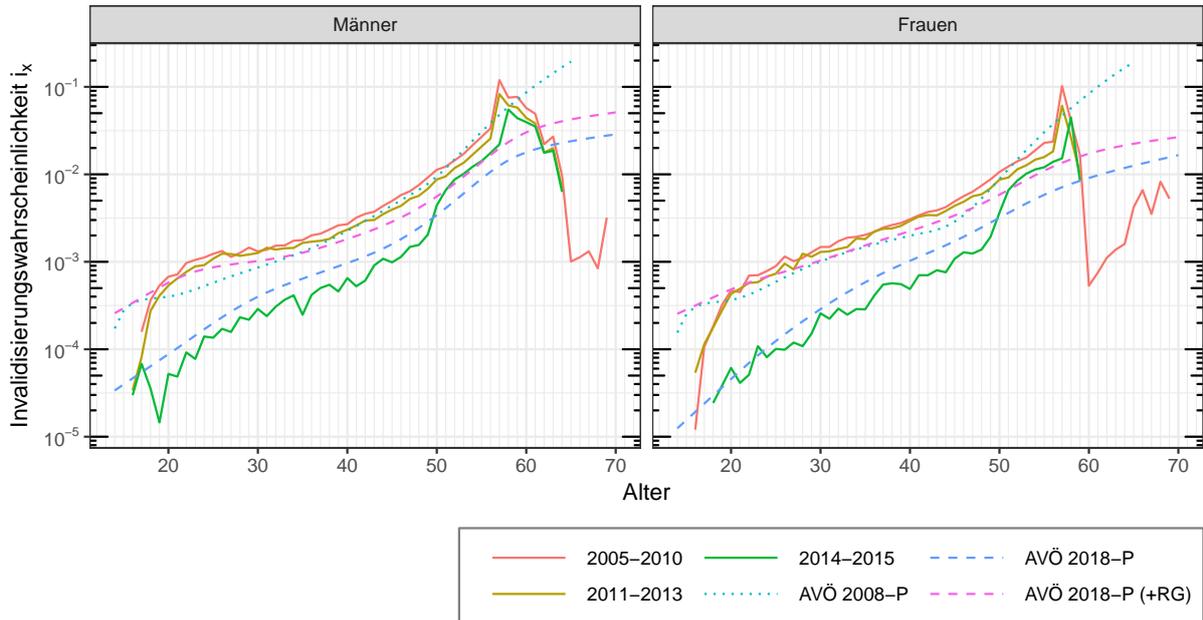
für Personen mit Alter unter 50 Jahren deutlich zurückgegangen, während Personen im Alter 50 und älter aufgrund der Übergangsbestimmung keine deutlich unterschiedliche Invalidisierung im Vergleich zu den Vorjahren aufweisen. Allerdings verschiebt sich dieser Bruch durch die Übergangsbestimmung jedes Jahr um ein Jahr nach oben, sodass in den kommenden Jahren der Effekt des Entfalls der befristeten Invaliditätspensionen für den gesamten Altersbereich zur Anwendung kommen wird.

Der Vergleich der einzelnen Jahre zeigt, dass die Jahre 2005–2010 insgesamt eine leicht höhere Invalidisierung als die folgenden Jahre 2011–2013 aufweisen, obwohl sich das rechtliche Umfeld nicht wesentlich geändert hat. Die Jahre 2014–2015 sind im Vergleich – auch im Bereich der Übergangsbestimmung ohne rechtliche Änderung – deutlich nach unten verschoben, was auch im Abschnitt 6.3 in den PVA-Daten beobachtet wird. Durch die Einführung des Rehabilitationsgeldes erfolgt klarerweise der auch bei der Herleitung über die Aktivenbestände beobachtete Sprung nach unten für Alter unter 50 Jahre. Informationen über Rehabilitationsgeldbezug sind in den Pensionierungstafeln nicht berücksichtigt.

### ASVG–Pensionierungswahrscheinlichkeiten gesamt 2005–2015



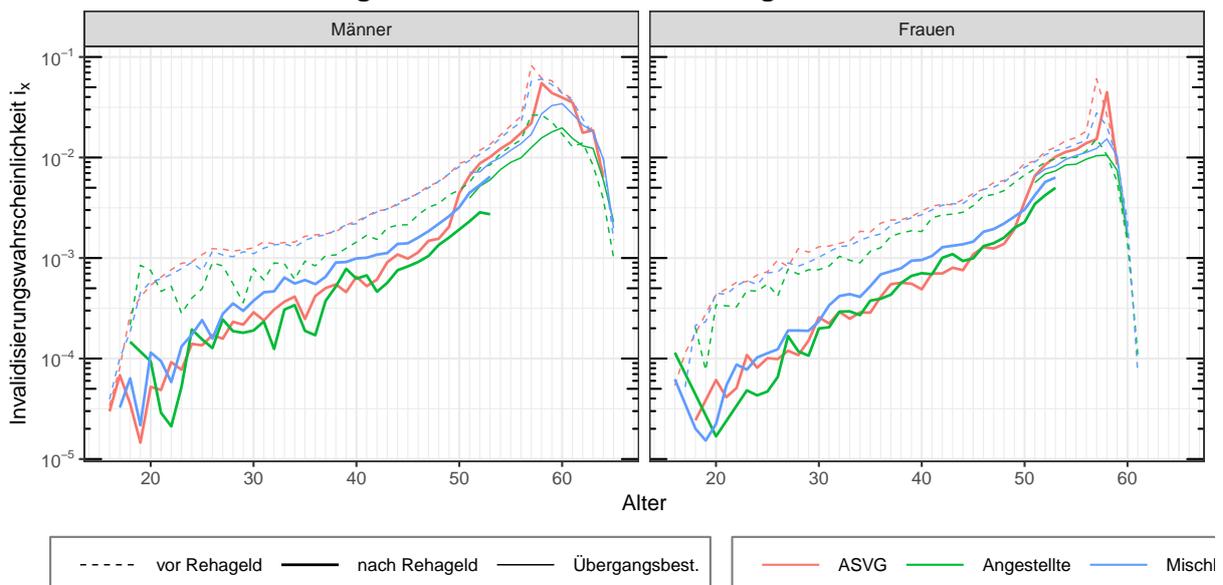
### ASVG–Pensionierungswahrscheinlichkeiten im Vergleich



Insgesamt zeigt sich bei den Pensionierungstafeln nur ein geringer Unterschied zwischen den beiden Geschlechtern, insbesondere ist der Verlauf bis zum Peak beim Alter 57 bzw. 58 Jahren sehr ähnlich. Lediglich zwischen 57 und 65 Jahren ist aufgrund des unterschiedlichen Pensionsalters ein völlig unterschiedlicher Verlauf zu beobachten.

Da die Pensionierungstafeln die Invalidisierungswahrscheinlichkeit des ASVG-Gesamtbestandes widerspiegeln, insbesondere also auch die Arbeiter, Bauern und Selbständigen beinhaltet, ist erwartungsgemäß zumindest im Bereich der Übergangsbestimmung im Vergleich mit den oben abgeleiteten Werten der Aktivenausscheidungsordnungen ein deutlich höheres Niveau zu beobachten:

### ASVG–Invalidisierungswahrscheinlichkeiten im Vergleich



Bei Altern unter 50 Jahren zeigt sich zwar, dass die Invalidisierung nach den ASVG-Pensionierungstafeln relativ gut mit den Angestellten übereinstimmt, dies dürfte jedoch ein Zufall sein. Zu erwarten wäre eher die Übereinstimmung des Mischbestandes mit den ASVG-Tafeln, die jedoch nicht beobachtet wird. Im

Gegenteil, die beobachteten Invalidisierungswahrscheinlichkeiten in die unbefristete IP nach dem neuen Regime sind bis zu doppelt so hoch als in der ASVG-Pensionierungstafel bestimmt. Ein Blick auf die Zahlen der Zugänge aus dem Rehabilitationsgeld in die (unbefristete) Invaliditätspension deutet jedoch auf den Grund hin:

Jahr	Abgang RG nach IP				Gesamtzugang IP (Alter≤50)			
	Angestellte		Mischbestand		Angestellte		Mischbestand	
	m	w	m	w	m	w	m	w
2014	4	9	20	12	398	708	1477	1441
2015	186	356	762	746	274	579	1192	1141
2016	380	867	1667	1728	528	1141	2369	2264
2017	366	920	1723	1923	601	1376	2728	2774

Der per 1.1.2014 neu geschaffene Zugangsweg in die IP über das Rehabilitationsgeld war in den Jahren 2014 und auch 2015 noch nicht besonders ausgeprägt (2014 wurden noch zahlreiche Altverfahren abgeschlossen, die in der Pensionsstatistik als Invalidisierung im Jahr 2014 gelten), da die Befristung der neu zuerkannten Rehabilitationsgelder erst auslaufen musste, bevor eine neuerliche Evaluierung den Sprung in die unbefristete Invaliditätspension hervorruft. Die Gesamtzahl an IP-Zugängen aus dem RG in den Jahren 2016 und 2017 liegt deutlich über jenen der Jahre 2014 und 2015, die jedoch die einzigen in den Pensionierungstafeln berücksichtigten Jahre darstellen.

Insofern sind die Pensionierungstafeln der Jahre 2014 und 2015 zwar ihrer Definition entsprechend nicht falsch, bilden jedoch nur die (systematisch verzerrte) Übergangsperiode durch die Einführung des Rehabilitationsgeldes ab und können daher nicht zur Ableitung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten herangezogen werden.

## 6.8.2 INVALIDISIERUNG AUS PVA-PFLICHTVERSICHERTEN UND NEUZUGÄNGEN IP

Als ein weitere Vergleichswert zur Plausibilisierung und Validierung der im Abschnitt 6.3 hergeleiteten Invalidisierungswahrscheinlichkeiten soll nun der "herkömmliche" Weg gewählt werden und sämtliche Neuzugänge in der Invaliditätspension einer entsprechend zu bestimmenden Grundgesamtheit gegenübergestellt werden.

Zur Bestimmung der Eintrittswahrscheinlichkeiten von Invaliditätspensionen bei PVA-Angestellten kann insbesondere als Gesamtheit der Stand der Pflichtversicherten [34] der Pensionsversicherungsanstalt herangezogen werden, der in Form von monatlichen Bestandszahlen – getrennt nach Geschlecht und Arbeiter/Angestellte - vorliegt. Die entsprechenden Invalidisierungsfälle werden aus dem erstmaligen Neuzugang der Invaliditätspensionen der Pensionsstatistik [29] herangezogen. Da jedoch Neuzugänge zur Invalidenpensionen auch von anderen Personen als aktiv beitragspflichtigen möglich sind, wird dadurch die Invalidisierungswahrscheinlichkeit überschätzt.

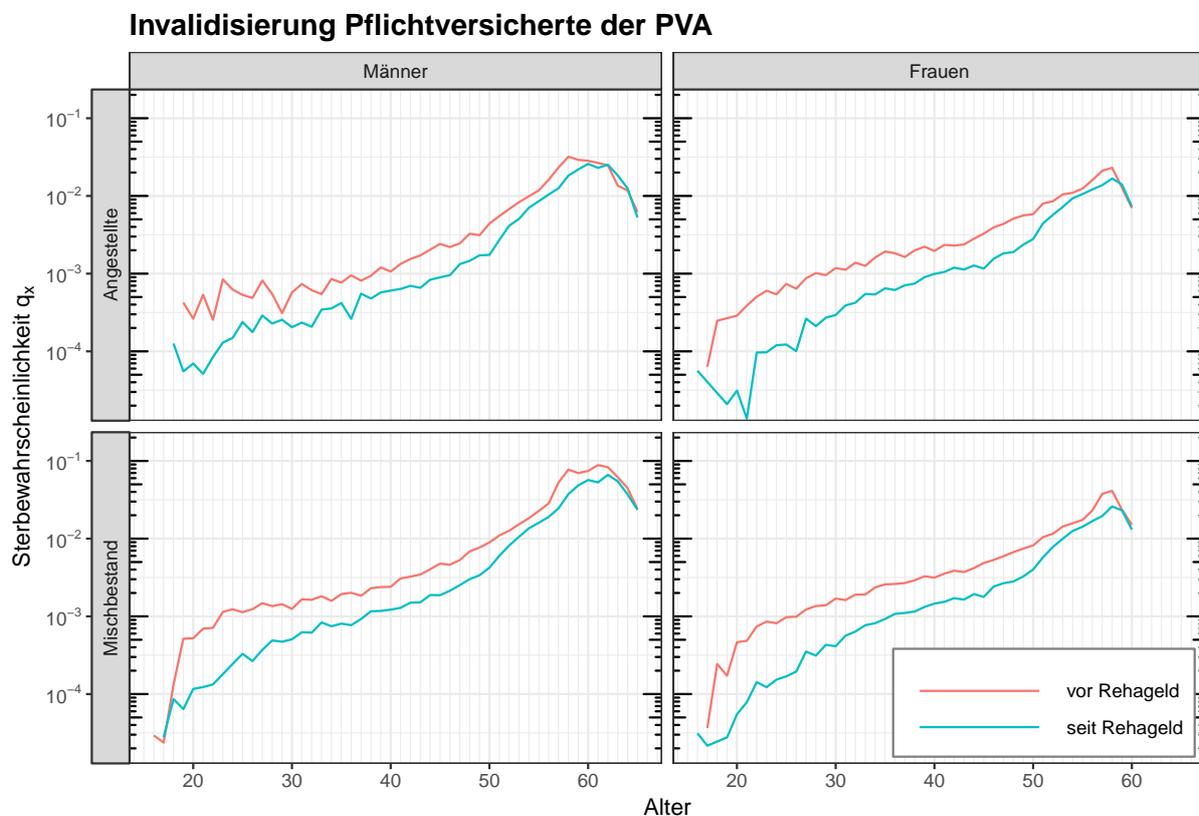
Weiters ist der Bruch im Jahr 2014 durch die Einführung des Rehabilitations- und Umschulungsgelds für ab dem 1.1.1964 geborene Personen zu bedenken. Insofern müssen auch hier die Beobachtungen bis zum Jahr 2013 und die Beobachtungen ab dem Jahr 2014 strikt getrennt werden. Allerdings sind bei den Neuzugängen der IP Invalidisierungen nicht zum Beginn des Anspruchs gezählt, sondern zum Beginn der Auszahlung. Damit enthält die Pensionsstatistik der Jahre 2014 und 2015 auch noch Zugänge zur befristeten IP, deren Verfahren über einen oder mehrere Jahreswechsel noch nicht abgeschlossen waren. Diese Verwerfung um das Umstellungsjahr kann nicht weiter korrigiert werden.

Die vorliegenden Bestandsgrößen (summiert über den gesamten Altersbereich 15-65 Jahre) dieser Kalenderjahre betragen:

	Aktive				Zugänge IP				
	Angestellte		Arbeiter		Angestellte		Arbeiter		
	m	w	m	w	m	w	m	w	
<b>Jahreswerte</b>									
2012	770.015	1.031.302	871.078	404.241	3.117	3.788	11.062	4.466	
2013	782.730	1.050.281	870.311	402.359	3.051	3.726	10.044	4.160	
2014	794.596	1.068.120	874.769	401.739	2.648	2.683	7.918	3.015	
2015	809.837	1.088.054	877.431	401.912	2.127	2.107	6.347	2.338	
2016	827.605	1.111.054	892.018	402.735	2.437	2.880	7.494	2.895	
2017	849.051	1.138.149	914.332	407.171	2.321	2.921	7.015	2.966	
<b>Rehageld</b>									
vor Rehageld	1.552.746	2.081.583	1.741.388	806.600	6.168	7.514	21.106	8.626	
seit Rehageld	3.281.089	4.405.377	3.558.549	1.613.557	9.533	10.591	28.774	11.214	
<b>Gesamt</b>									
gesamt	4.833.835	6.486.960	5.299.938	2.420.157	15.701	18.105	49.880	19.840	

Formal wird die Reaktivierung bis 2013 in den Statistiken der Sozialversicherung als "Reaktivierung" geführt, ab 2014 jedoch als "Entfall der Erwerbsunfähigkeit". Für die Auswertungen werden diese beiden Ausscheidegründe hier jedoch zusammengefasst und einheitlich als "Reaktivierung" bezeichnet.

Die daraus direkt abgeleiteten Invalidisierungswahrscheinlichkeiten für Angestellte und für Arbeiter zeigen auch klar den Bruch durch das Rehabilitationsgeld (ab Alter 50 war 2014 noch nach der Übergangsbestimmung eine befristete IP möglich, dieses Alter verschiebt sich jährlich nach oben):



Ein Schwachpunkt dieses Zugangs ist die oben erwähnte Tatsache, dass Neuzugänge zur Invalidenpension erst zum Zeitpunkt der Zuerkennung in der Statistik als Neuzugang aufscheinen, obwohl der eigentli-

che Invalidisierungszeitpunkt bei langen Verfahrensdauern teils bis zu 3 Jahre davor liegt. Insofern sind die Daten seit Einführung des Rehabilitationsgeldes noch durch die Invalidisierungen alter Verfahren etwas nach oben verzerrt und spiegeln nicht die vollständige Realität des Rehabilitationsgeldes wider.

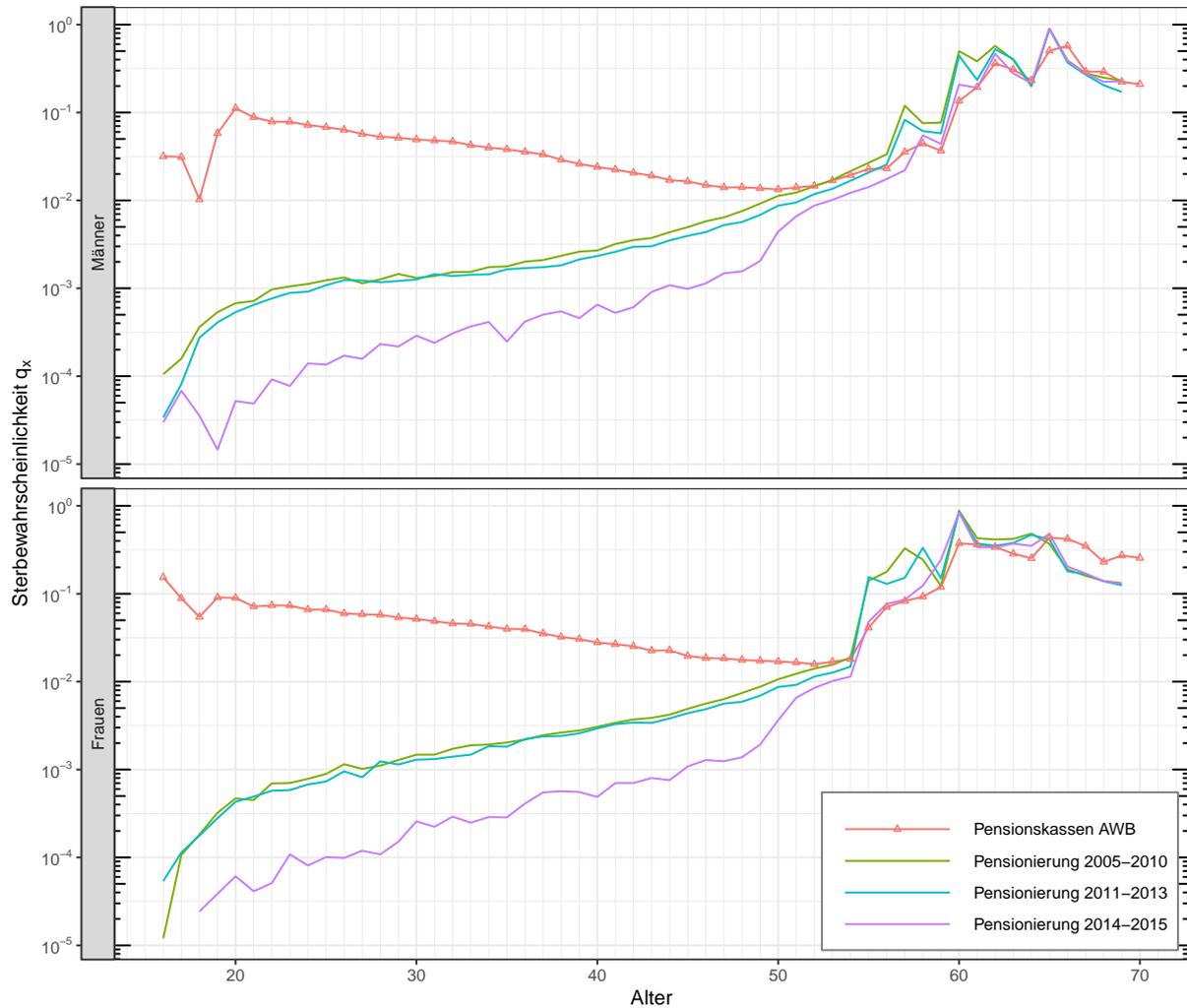
Die weitaus größere Problematik an diesem Zugang ist jedoch, dass die Neuzugänge der IP nicht ausschließlich aus den Pflichtversicherten der PVA stammen, die der hier dargestellten Bestimmung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten jedoch zugrunde gelegt wurden.

Der Vergleich mit den Invalidisierungswahrscheinlichkeiten der Tafel AVÖ 2018-P erfolgt gemeinsam mit den anderen Vergleichswerten im Abschnitt 6.9.

### 6.8.3 PENSIONIERUNGEN AUS BESTANDSABFRAGE DER PENSIONSKASSEN

Die durch den AVÖ-Arbeitskreis Rechnungsgrundlagen durchgeführte Bestandsabfrage der vier größten Pensionskassen Österreichs [44] unterscheidet bei den Abgängen (außer Tod) aus dem AWB-Bestand nicht zwischen Pensionierung und sonstigem Abgang (z.B. Abfertigung aufgrund Nichterreichens der Bagatellgrenze, Wechsel in eine andere Pensionskasse, Fluktuationen, etc.). Als ein Plausibilitätscheck kann jedoch die sonstige Ausscheidewahrscheinlichkeit der Pensionskassen als Summe der Pensionierung und völligem Ausscheiden aus der jeweiligen Pensionskasse verglichen werden mit der Invalidisierungswahrscheinlichkeit der ASVG-Aktiven. Es ist deutlich zu sehen, dass die hohen Abgänge nahe des Pensionsalters zum größten Teil durch die Pensionierung erklärt werden können und die Form und die Werte der Pensionierungstafeln in die Alterspension sehr gut bestätigen. Bei Altern unter 50 überwiegen jedoch die Fluktuationen deutlich über die Invalidisierung.

### Vergleich Pensionskassen–Ausscheidewahrscheinlichkeit mit ASVG–Pensionierung



## 6.9 VERGLEICHE DER INVALIDISIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN

Durch die oben beschriebenen Auswertungen liegen verschiedene Zugänge zur Bestimmung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten vor:

- Die **Aktivenauswertung [33] des Hauptverbands** betrachtete die Bestände und die kongruenten Todesfälle aller in der PVA Pflichtversicherten und Sozialleistungsempfänger. Damit ist diese Datenquelle am vollständigsten und konsistentesten und wird als Hauptquelle herangezogen. Allerdings sind aufgrund der Abfragehierarchie die Bezieher von Rehabilitationsgeld (als Leistung der Krankenversicherung) dabei explizit ausgeschlossen und werden daher aus einer gesonderten Auswertung [32] herangezogen. Nicht berücksichtigt sind Personen, die zwar Anspruch auf eine Invaliditätspension haben, aber aktuell weder PVA-pflichtversichert sind noch Sozialleistungen beziehen. Deren Werte sind allerdings weder im Bestand, noch in den Todesfällen enthalten, sodass dies nur einen Einfluss hat, wenn sich deren Invalidisierung signifikant von den Beitragspflichtigen und Sozialleistungsbeziehern unterscheidet.
- Die von der Statistik Austria abgeleiteten **Pensionierungstafeln** [2, 3, 4, 5] spiegeln die Pensionierungswahrscheinlichkeiten des ASVG-Gesamtbestandes wider. Dieser kann in etwa mit dem Mischbestand (=PVA-Gesamtbestand) verglichen werden, allerdings sind aus der Zeit seit Einführung des

Rehagelds nur die Jahre 2014-2015 vorhanden, die – wie man in den Daten der Aktivenauswertung sehen kann – eine zu niedrige Invalidisierung in die unbefristete Invaliditätspension aufweisen, vermutlich da die Übergänge aus dem Rehageld mangels eines ausreichenden Bestands noch fehlen. Weiters wurde keine granularere Auswertung auf die Angestellten von der Statistik durchgeführt.

- Die **Zugangsdaten [29] der Invaliditätspension** liegen zwar vor, jedoch fehlt die vollständige Grundgesamtheit aller Personen, die grundsätzlich eine Invaliditätspension zuerkannt bekommen können. Als eine Näherung können die **Pflichtversicherten [34, 46] und die Sozialleistungsempfänger [33]** herangezogen werden. Allerdings fehlen auch hier die Personen, die zwar Anspruch auf eine IP haben, aber aktuell nicht beitragspflichtig oder Sozialleistungsempfänger sind. Im Gegensatz zur Aktivenauswertung sind die Invalidisierungsfälle aus dieser Gruppe jedoch in der Gesamtzahl an IP-Zugängen sehr wohl enthalten und verzerren damit die Invalidisierung.

Wie weiters bereits festgestellt, ändert sich die Invalidisierung zum Zeitpunkt der Einführung des Rehageldes, sodass es angebracht ist, die Zeit bis 2013 und ab 2014 gesondert zu betrachten. Insbesondere kann dadurch erklärt werden, wieso sich die Tafeln AVÖ 2008-P und AVÖ 2018-P scheinbar so stark in der Invalidisierung unterscheiden.

### 6.9.1 ZEITPERIODE 2009-2013 VOR EINFÜHRUNG DES REHAGELDES

Die Periode bis 2013 kann wie bereits ausführlich diskutiert nicht zur Herleitung der  $i_x$  herangezogen werden. Allerdings kann sie sehr wohl benutzt werden, um die Werte der Tafel AVÖ 2008-P im Sinn eines Backtesting im für ihre Anwendung relevanten Zeitbereich zu vergleichen.

Für die Jahre 2010–2013 vor Einführung des Rehagelds fällt in Abbildung 6.4 eine sehr gute Übereinstimmung der ASVG-Pensionierungstafeln mit der Invalidisierung des PVA-Mischbestandes und auch der Tafel AVÖ 2008-P auf. Die Angestellteninvalidisierungen liegen erwartungsgemäß deutlich niedriger als die Pensionierungstafeln des ASVG-Gesamtbestandes, jene der Angestellten erwartungsgemäß höher. Bei den Männern liegt die Invalidisierung nach der Tafel AVÖ 2008-P für Alter ab ca. 40 Jahren sehr nahe an der beobachteten Invalidisierung der Jahre 2010–2013, für geringe Alter ist die Invalidisierung der AVÖ 2008-P deutlich niedriger als beobachtet. Bei den Frauen ist eine ähnlich gute Übereinstimmung der drei Datenquellen zu beobachten, wobei der Unterschied zwischen Angestellten und dem Mischbestand auch hier deutlich geringer ist als bei den Männern. Auffällig ist, dass die Tafel AVÖ 2008-P im Altersbereich 35–50 deutlich unter den beobachteten Werten aller drei aktuellen Datenquellen liegt.

Die Invalidisierung der neuen Tafel AVÖ 2018-P ist lediglich zum Vergleich dargestellt. Da sie auf der Zeitperiode seit 2014 basiert, sind deutliche Unterschiede zu erwarten. Diese werden auch dergestalt beobachtet, dass die Tafel AVÖ 2018-P ab mittleren Altern deutlich unter den Beobachtungsdaten und der Tafel AVÖ 2008-P liegt.

### 6.9.2 ZEITPERIODE 2014-2017 SEIT EINFÜHRUNG DES REHAGELDES

Für die Jahre 2014–2017 seit Einführung des Rehagelds sind beide Definitionen von Invalidität relevant (nur unbefristete IP einerseits und IP + Rehageldbezug andererseits). Die entsprechenden Vergleiche sind in Abbildung 6.5 dargestellt.

Hier zeigt sich im Fall der unbefristeten Invaliditätspension einerseits, dass – wie schon im Abschnitt 6.8.1 besprochen – die Pensionierungstafeln der Statistik Austria nur für die durch die Einführung des Rehagelds verzerrten Jahre 2014–2015 vorliegen und damit eine zu niedrige Invalidisierung darstellen. Insbesondere stimmen die Pensionierungstafeln – außer im Bereich der Übergangsbestimmung – relativ gut mit den Angestellten der Tafel AVÖ 2018-P überein statt mit dem Mischbestand. Für die künftigen Pensionierungstafeln der Statistik Austria wird eine deutlich höhere Invalidisierung – entsprechend dem Mischbestand der AVÖ 2018-P – erwartet.

### Invalidisierungswahrscheinlichkeiten vor Rehageld (Vergleich aller Quellen)

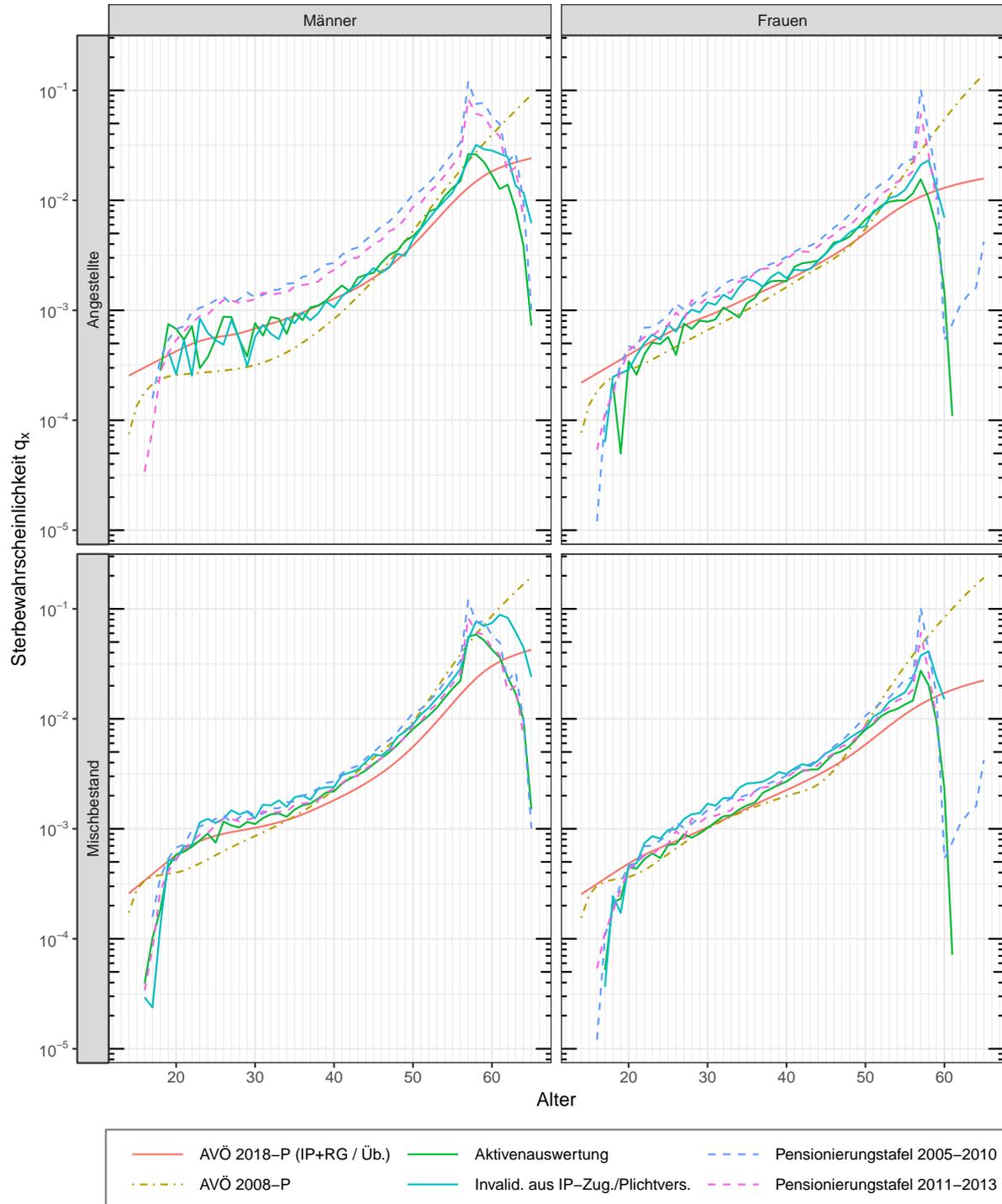


Abbildung 6.4: Vergleich der Datenquellen zur Invalidisierung vor Einführung des Rehageldes

### Invalidisierungswahrscheinlichkeiten seit Rehageld (Vergleich aller Quellen)

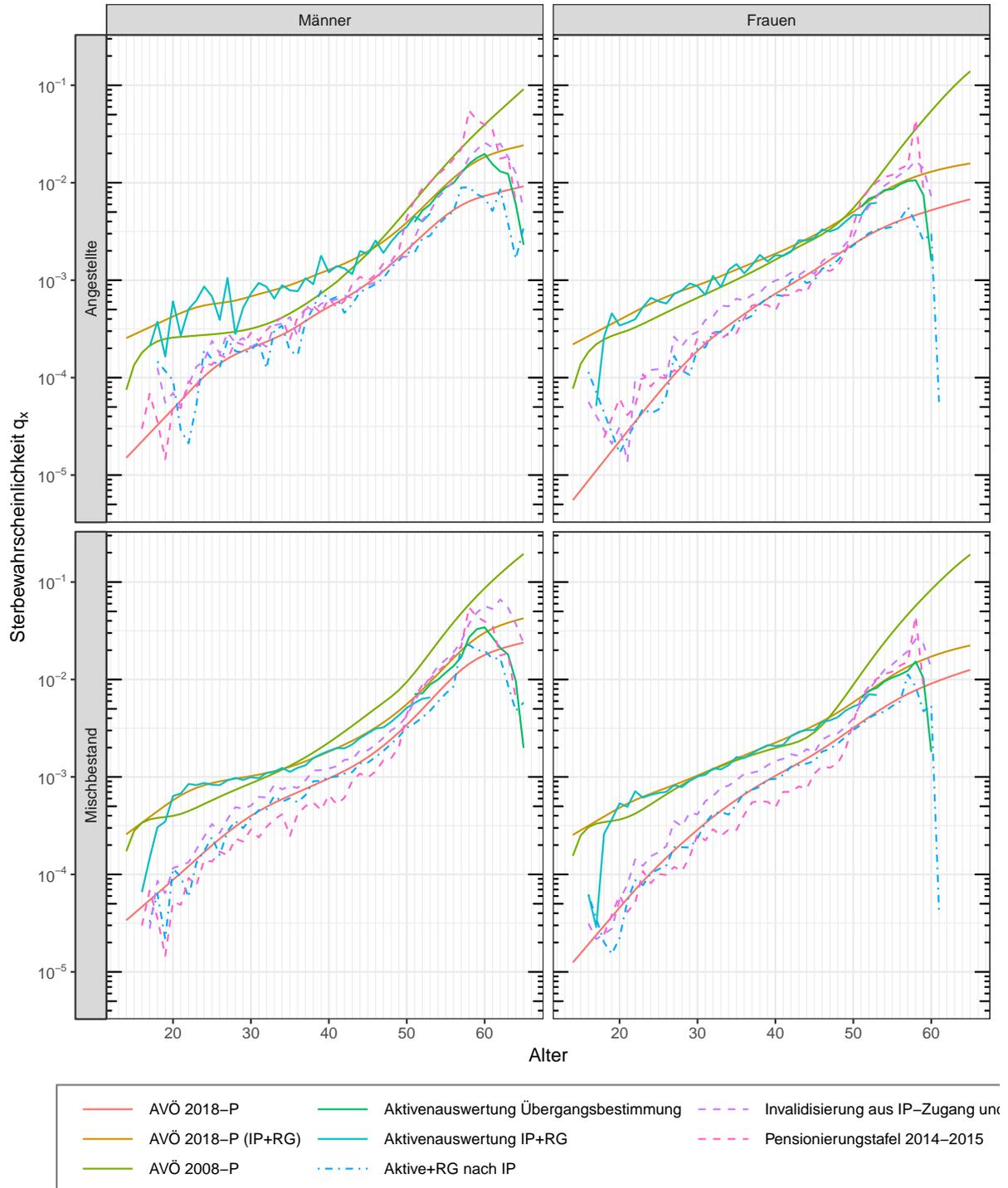


Abbildung 6.5: Vergleich der Datenquellen zur Invalidisierung seit Einführung des Rehageldes

Andererseits liegt die aus den IP-Zugangsdaten und den Pflichtversicherten bestimmte Invalidisierung leicht über den Werten der Tafel AVÖ 2018-P, was wohl auf die angesprochenen fehlenden Personen in der Grundgesamtheit zurückzuführen ist.

Für den Fall, dass Invaliditätspension und Reha­geld als Invalidität zu werten sind, stimmt die Tafel AVÖ 2018-P im Bereich der Übergangsbestimmung im Mischbestand sehr gut mit den Invalidisierungstafeln überein, zeigt jedoch auch ein deutliches Absinken der Invalidisierung im Vergleich zu den Jahren vor Einführung des Reha­geldes und damit auch im Vergleich zur Tafel AVÖ 2008-P.

Für Alter unter 50 Jahren scheint es hingegen seit Einführung des Reha­geldes sogar zu einem Anstieg der Zugangswahrscheinlichkeit in IP und Reha­geld gekommen zu sein.

Der in der Vergangenheit beobachtete deutliche kurzfristige Anstieg der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten ab dem Alter 53–55 (vgl. Abbildung 6.4), der etwa in der Tafel AVÖ 2008-P mittels eines vom Pensionsalter abhängigen Arbeitsmarkteffekts modelliert werden musste, hat sich seit Einführung des Reha­geldes und des erschwerten Zugangs zur Invaliditätspension deutlich verringert und ist nur mehr in geringem Ausmaß im Mischbestand zu beobachten (gl. Abbildung 6.5). Dieser geringe Effekt bedarf keiner expliziten Behandlung in Form einer Abhängigkeit vom Pensionsalter für die Basiswahrscheinlichkeit.

Insgesamt sind die aus den drei vorliegenden Datenquellen abgeleiteten Invalidisierungswahrscheinlichkeiten relativ konsistent, bzw. die Differenzen durchaus plausibel. Ebenso ist mit Einführung des Reha­bilitationsgeldes eine deutlich Veränderung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten (auch im Bereich der Übergangsbestimmung) zu beobachten, die damit auch zu einer deutlichen Veränderung der Invalidisierungen der Pensionstafel führt.

## Kapitel 7

# Pensionistensterblichkeiten (Invalide, Alterspensionisten, Witwen/Witwer)

### 7.1 VORLIEGENDE DATENBASIS ZU PENSIONISTENSTERBLICHKEITEN

Es liegen zur Bestimmung der Pensionistensterblichkeiten  $q_x^p$ ,  $q_x^i$  und  $q_x^w$  folgende Datengrundlagen vor:

- **ASVG-Pensionistenbestandsdaten aller PV-Träger [29]** (Hauptquelle)
  - Gesamtheit: ASVG-Pensionsbezieher, nach PV-Träger getrennt
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Pensionsart (Alterspension, Invalidenpension, Witwenpension)
  - Variablen: Stand im Dezember, Neuzugang und Abgang durch Tod während des Jahres
  - Beobachtungsjahre: 2000–2017
  - Quelle: Pensionsstatistik des Hauptverbandes, von Frau Obermayr (BMASGK) als Excel-Dateien zur Verfügung gestellt
  - Aktiver Pensionsbezug ist Voraussetzung, d.h. Invaliditätspensionisten werden erst ab dem Abschluss des Verfahrens bei den IP gezählt => Sterblichkeit zu Beginn der Invalidität wird größtenteils nicht beobachtet
- **ASVG-Alterspensionistendaten aller PV-Träger, ab 2011 getrennt nach Alterspension nach Aktivität und nach Invalidität [30]** (Hauptquelle)
  - Struktur ident zu den ASVG-Pensionistenbestandsdaten aller PV-Träger [29]
  - Auswertung aus den Datenbanken der Pensionsversicherung durch Frau Mag. Obermayr (BMASGK)
  - Alterspensionen nach Invalidität werden auch nach 2011 als solche in der Auswertung identifiziert, sodass Invaliditätspensionen bis zum Tod als solche geführt werden (in Abweichung von der Pensionsstatistik, in der seit 2011 Invaliditätspensionen mit Erreichung des Pensionsalter in Alterspensionen übergeführt werden)
- **Projekt PJ** des Hauptverbandes der Sozialversicherungsträger (Berichtsjahre 2010–2017) [31]
  - Gesamtheit: PVA-Pensionsbezieher, nach Angestellte / Arbeiter getrennt
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Pensionsart
  - Beobachtungsjahre: 2010–2017
  - Variablen:
    - \* Stand der Pensionsbezieher (Angestellte und Arbeiter) nach dem Alter im Dezember (getrennt in Invaliditätspensionen gesamt, befristete Invaliditätspensionen, normale Alterspension, die diversen Arten von vorzeitiger Alterspension, Witwen- und Waisenspensionen)

- \* Pensionszugänge (gesamt und erstmalige Neuzuerkennungen) nach dem Alter, getrennt in dieselben Pensionsarten wie die Stände
- \* Pensionsabgänge nach dem Alter, getrennt in dieselben Pensionsarten wie die Stände, sowie in die Abgangsursachen Tod, Wegfall der Erwerbsunfähigkeit, Wegfall einer befristeten Invaliditätspension, Wegfall der Voraussetzungen für vorzeitige Alterspension, Wegfall einer befristeten Witwenpension, Wegfall der Witwenpension wegen Wiederverheiratung, sowie die Wegfälle der Waisenpension
- **Bestandsabfrage der österreichischen Pensionskassen [44]**
  - Gesamtheit: Pensionsbezieher der vier größten österreichischen Pensionskassen (APK, BPK, Valida, VBV)
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Pensionsart (Eigenpension, Witwenpension)
  - Variablen: Stand BoY, davon Abgang durch Tod während Kalenderjahr, davon sonstige Abgänge während Kalenderjahr
  - Beobachtungsjahre: 2010-2016
  - Quelle: Datenabfrage des Arbeitskreises Rechnungsgrundlagen an die betroffenen PK
  - Pensionsbezieher werden im Jahr des Pensionsbeginns NICHT beobachtet

## VERGLEICHSGRÖSSEN

Für Vergleiche der (Zwischen-)Ergebnisse wird weiters auf folgende Vergleichsgrößen zurückgegriffen

- **Pensionistensterblichkeiten** der Tafel "AVÖ 2008-P - Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung Pagler & Pagler" [1]
- **Österreichische Volkssterbetafeln** der Statistik Austria
  - **Österreichische Volkssterbetafel 2010/12**, Statistik Austria
  - **Jährliche Sterbetafeln seit 1947**, Statistik Austria
- Alexander Schubert: Diplomarbeit, TU Wien, 2015 [8]
- Sterbefälle im Kalenderjahr der Invalidisierung des Aktivenbestands aus PVA-Daten (Spezialauswertung durch den Hauptverband) [33]

## 7.2 HERLEITUNG DER PENSIONISTENSTERBLICHKEITEN

Das Datenmaterial [30] zu ASVG-Pensionsbeziehern enthält nicht nur sämtliche Stände, Zugänge und Abgänge durch Tod nach Kalenderjahr (2000–2017), Geschlecht, Alter und PV-Träger, es liegen zusätzlich die Auswertungen des Projekts PJ [31] zu den Zu- und Abgängen der PVA-Pensionisten nach Gründen vor (2010–2017). Diese Daten enthalten die Invaliditätspensionsbezieher weiter aufgeteilt in befristete und unbefristete Invaliditätspension, sodass damit auch – zumindest nach der gesetzlichen Regelung bis 1.1.2014 – die Invaliden weiter im Detail untersucht werden können.

Zur Herleitung der Pensionistensterblichkeiten (sowohl der Invaliditäts- als auch der Alters- und Witwenpensionen) können direkt die Stände und die Abgänge durch Tod der Pensionsstatistik herangezogen werden ohne weitere Manipulation der Daten oder Rückgriff auf sonstige Datenquellen.

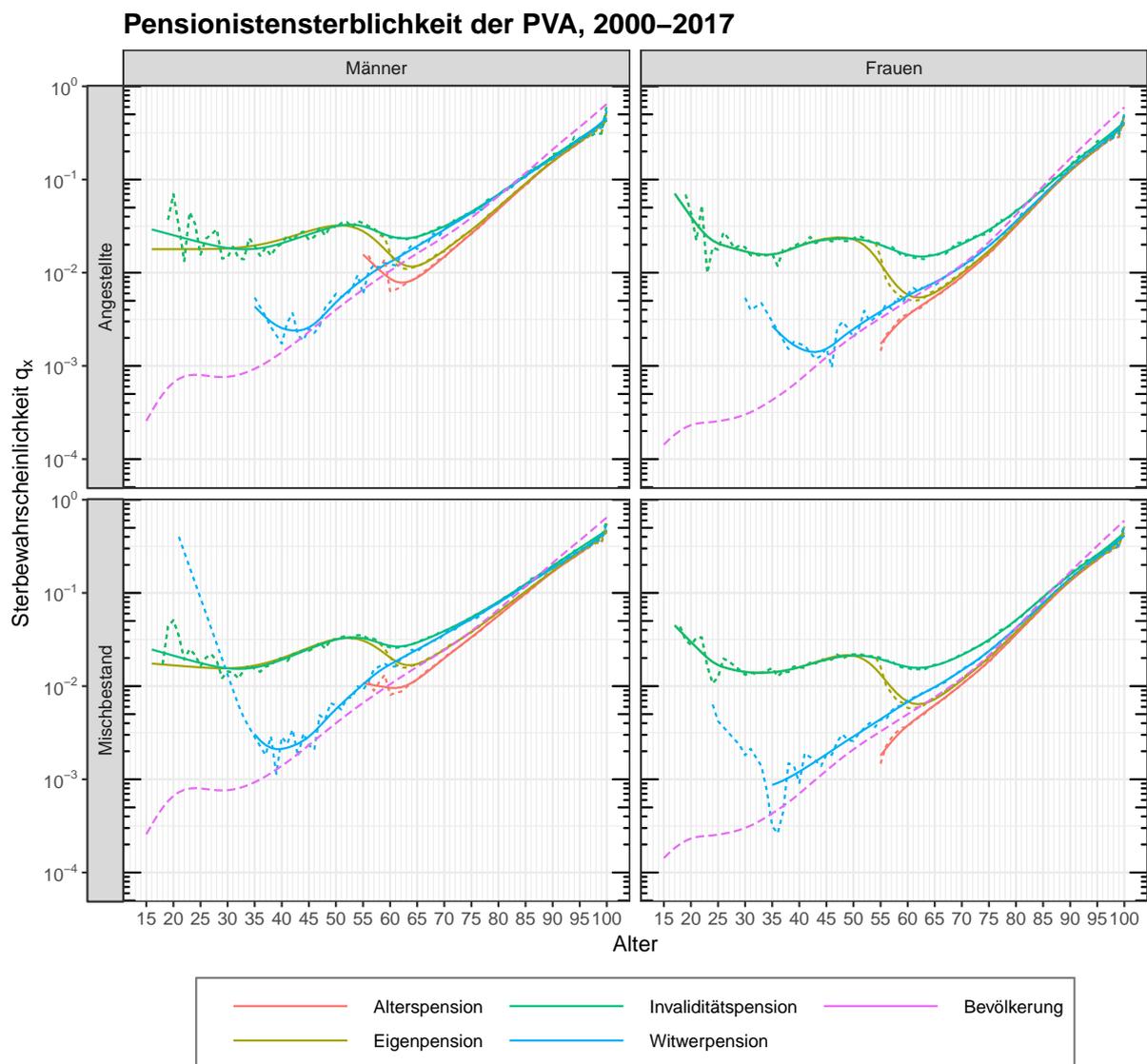
### 7.2.1 INVALIDITÄTSPENSIONISTEN NACH ERREICHEN DES REGELPENSIONSALTERS

Bis 2011 wurden Invaliditätspensionen bis zum Tod als IP in der offiziellen Statistik weitergeführt, seit 2011 werden Invaliditätspensionen mit Erreichen des gesetzlichen Pensionsalters in Alterspensionen übergeführt, sodass die offizielle Statistik ab 2011 keine Aussage über die Alterssterblichkeit von ursprünglichen Invaliditätspensionsbeziehern zulässt. Die Versichertendatei des Hauptverbands der Sozialversicherungsträger lässt jedoch eine Auswertung auf Alterspension nach Invaliditätspension zu, sodass das

BMASGK dem Arbeitskreis eine Auswertung [30] der Pensionsbezieher getrennt in Invaliditäts- und Alterspension auch über das Regelpensionsantrittsalter hinaus zur Verfügung stellen konnte. Auf dieser, von der Logik der offiziellen Pensionsstatistik abweichenden Auswertung, basiert die Ableitung der Pensionstafel.

## 7.2.2 STERBLICHKEITEN DER INVALIDITÄTS-, ALTERS- UND WITWEN(R)PENSIONISTEN

Aus den ASVG-Daten der Pensionsstatistik lassen sich unmittelbar folgende (geglättete) Rohwahrscheinlichkeiten für Angestellte ableiten:



Während in den Zentralbereichen (Invaliditätspension im Bereich 25–5 Jahre, Alterspension ab 63 Jahren, Witwenpension ab ca. 50 Jahren) eine ausreichende Anzahl an Beobachtungsdaten vorliegen, sieht man in den Randbereichen deutliche Verwerfungen:

- Die Alter knapp vor dem gesetzlichen Regelpensionsalter weisen – vor allem bei den Männern – in der Alterspensionistensterblichkeit deutlich erhöhte Werte auf, die zudem zu geringeren Altern hin

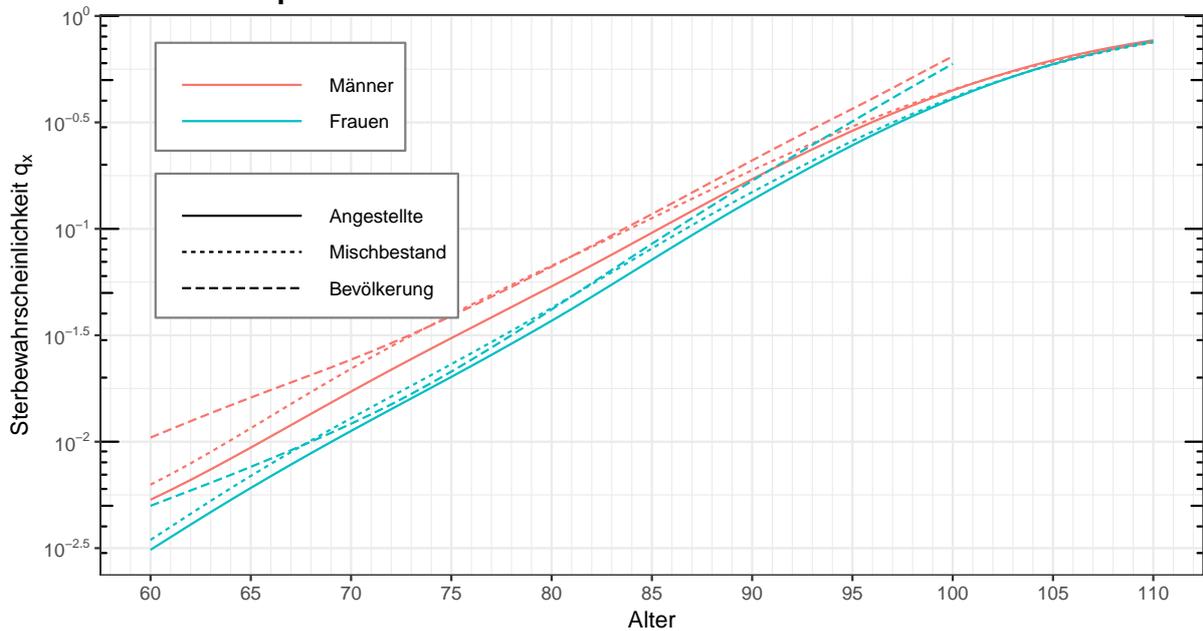
steigen. Dies dürfte ein Effekt aus der Möglichkeit der vorzeitigen Alterspension sein. Insbesondere sinken gleichzeitig die Zuerkennungen zur Invaliditätspension ab, sodass vermutet werden kann, dass Invaliditätsfälle statt in die IP gleich direkt in die Alterspension gehen und damit die Sterblichkeit der Alterspensionisten deutlich erhöht. Im Gegenzug ist die Aktivensterblichkeit in diesem Altersbereich etwas erniedrigt (siehe Abschnitt 5.3.3).

- Auch in den Jahren unmittelbar nach dem Pensionsalter ist die Sterblichkeit im Vergleich leicht erhöht, was darauf zurückzuführen ist, dass in diesen Altersbereichen keine Neuzugänge in die Invaliditätspension erfolgen und damit Personen, die invalid werden, in der Alterspension verbleiben und deren Sterblichkeit erhöhen.
- Auch wenn ab dem Pensionsalter keine Neuzugänge in die Invaliditätspension erfolgen, so ist doch bis zum Alter 90 eine deutlich höhere Sterblichkeit der Invaliditätspensionsbezieher als der Alterspensionsbezieher zu beobachten.
- Die Sterblichkeit aller Eigenpensionsbezieher im Mischbestand nähert sich erwartungsgemäß sehr gut der Gesamtbevölkerung an. Die Alters- und Eigenpensionistensterblichkeit der Angestellten ist jedoch deutlich niedriger als die Gesamtbevölkerung.
- Die Witwen- und Witwersterblichkeit ist deutlich höher als die der Alterspensionisten, wobei dieser Effekt bei den Männern deutlich stärker ausgeprägt ist. Bei den Witwern verhält sich die Sterblichkeit ab dem Alter 70 in etwa so wie jene der Invaliditätspensionsbezieher, während bei den Frauen sich die Witwensterblichkeit eher der Alterspensionistensterblichkeit anpasst. Bei geringen Altern scheint die Witwen- und Witwersterblichkeit wieder anzusteigen, wobei dieser Effekt aufgrund der äußerst geringen Anzahl an Witwen- und Witwer nicht aussagekräftig ist. Insbesondere ist die Datenmenge unter dem Alter 45 zu gering, um direkt Witwen(r)sterblichkeiten abzuleiten.
- Die Witwensterblichkeit ist sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen in den meisten Altersbereichen deutlich höher als die Bevölkerungssterblichkeit.

## ALTERSPENSIONISTENSTERBLICHKEIT

Da die Verwerfungen vor bzw. um das Pensionsalter Hand in Hand gehen mit der abgesenkten Aktivensterblichkeit vor dem Pensionsalter, ist es zielführend, keine getrennten Tafeln für Aktiven- und Alterspensionistensterblichkeiten herzuleiten, sondern eine durchgehende Tafel für die Aktiven und Alterspensionisten – also quasi die gesunde Bevölkerung anzugeben. Deren Herleitung wurde bereits im Abschnitt 5.3.3 beschrieben. Ab dem Pensionsalter ist dabei keine Unterscheidung in die beiden Definition von Invalidität mehr nötig. Die Extrapolation zu Altern bis 120 Jahren erfolgt durch Fit eines Heligman-Pollard-Modells an die Alter 80–99, welches dann für die Extrapolation bis 120 Jahre herangezogen wird.

### Finale Alterspensionistensterblichkeiten AVÖ 2018-P

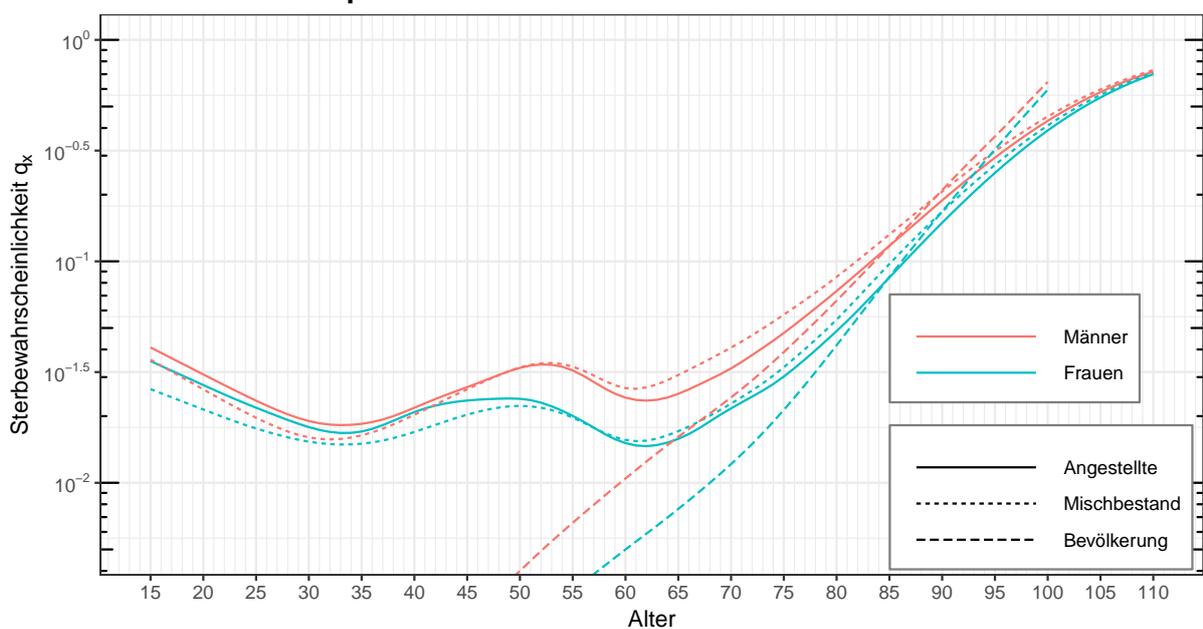


Im Vergleich mit der Gesamtbevölkerung liegt – sowohl bei den Angestellten als auch in geringerem Ausmaß im Mischbestand – die Alterspensionistensterblichkeit deutlich unter der Sterblichkeit der österreichischen Gesamtbevölkerung.

### INVALIDITÄTSPENSIONISTENSTERBLICHKEIT

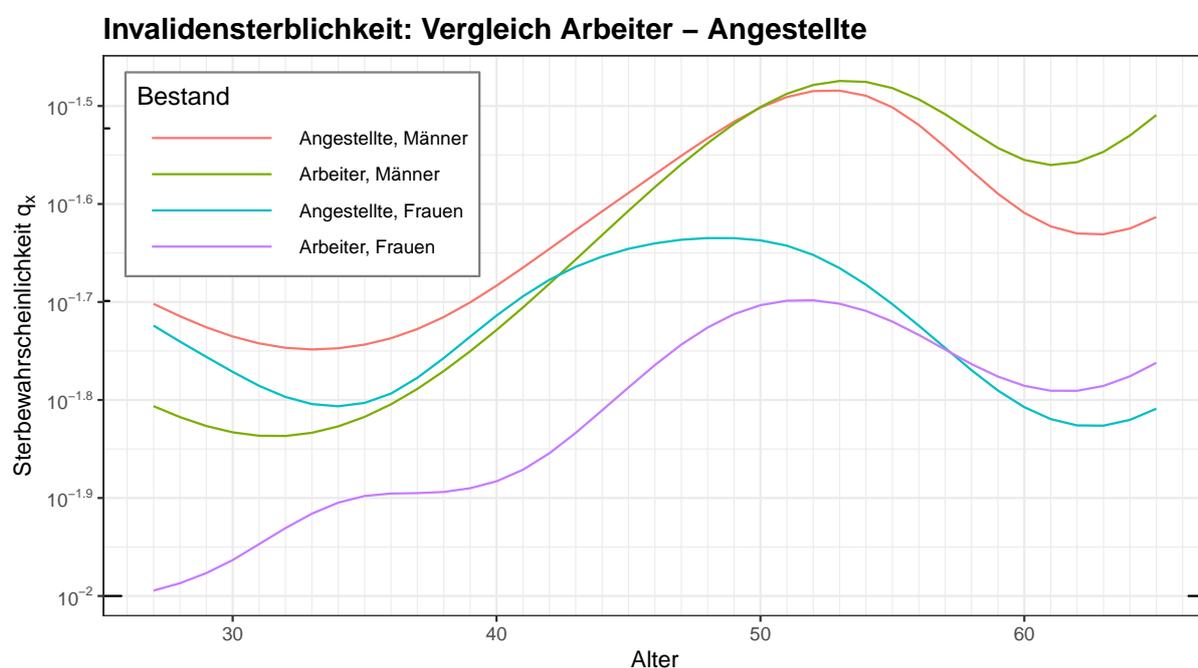
Die vorliegenden Daten [29, 30] für die Alter vor und ab dem Pensionsalter liefern über den gesamten Altersbereich eine ausreichende Grundgesamtheit zur direkten Ableitung der Invaliditätspensionistensterblichkeit bis zum Alter 100. Für höhere Alter wird wieder auf den Fit eines Heligman-Pollard-Modells für die Alter 80-99 zur Extrapolation bis zum Alter 120 zurückgegriffen.

### Finale Invaliditätspensionistensterblichkeiten AVÖ 2018-P



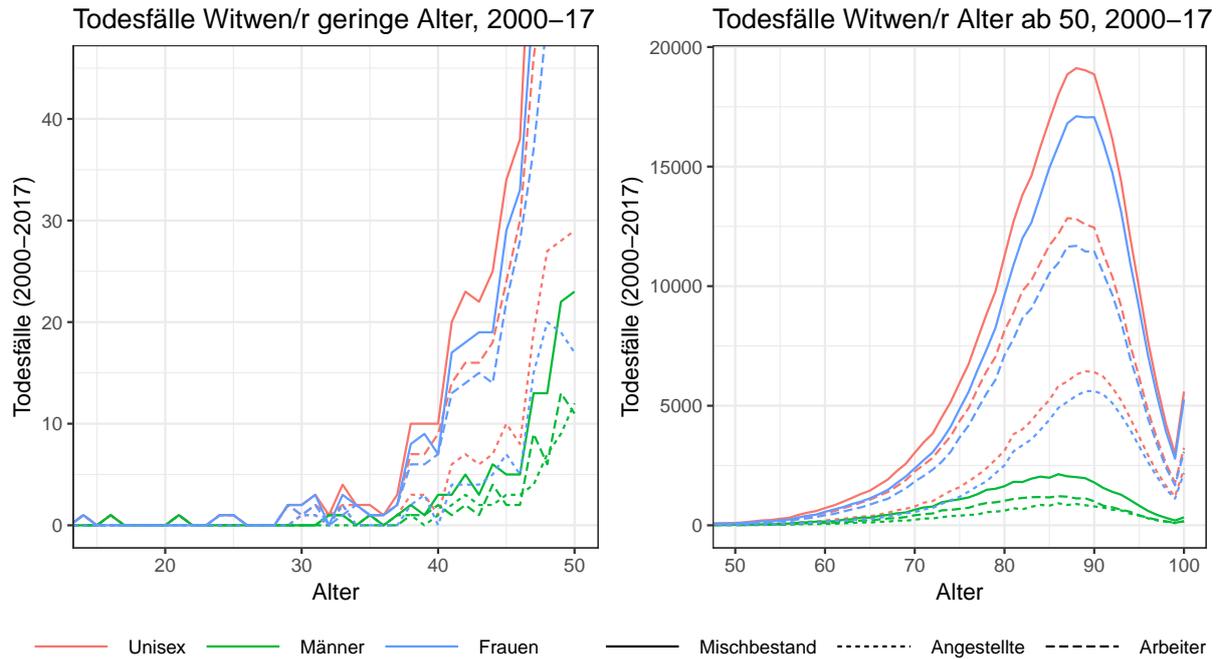
Für die Invalidensterblichkeit wird – wie im Abschnitt 6.4 bereits beschrieben – nicht in die beiden Definitionen der Invalidität (nur unbefristete IP nach ASVG auf der einen Seite und Invaliditätspension und Regageld als Invalidität auf der anderen Seite) unterschieden, sondern es wird die Sterblichkeit der reinen (unbefristeten) ASVG-Invaliditätspensionisten für die Invalidensterblichkeit herangezogen. Die Sterblichkeit der Regageldbezieher liegt großteils über jener der Bezieher von Invaliditätspension, was zu einem großen Teil darauf zurückzuführen ist, dass meist vor der Zuerkennung einer unbefristeten IP ein befristeter Regageld-Bezug gewährt wird. Damit scheint die erhöhte Sterblichkeit zu Beginn der Invalidität nicht in der IP, sondern im Regageld auf. Wird für die Invalidensterblichkeit nun ausschließlich auf die unbefristete IP mit niedrigerer Sterblichkeit zurückgegriffen, so werden damit die Anwartschaften und Barwerte auf Invaliditätspension leicht überschätzt.

Im Vergleich der Arbeiter und Angestellten ist interessant festzustellen, dass – im Gegensatz zur Alterspensionistensterblichkeit und der Invalidensterblichkeit ab dem Pensionsalter – bei den Männern unter 50 Jahren und bei den Frauen gar unter 57 Jahren die invaliden Angestellten eine höhere Sterblichkeit aufweisen als die invaliden Arbeiter:



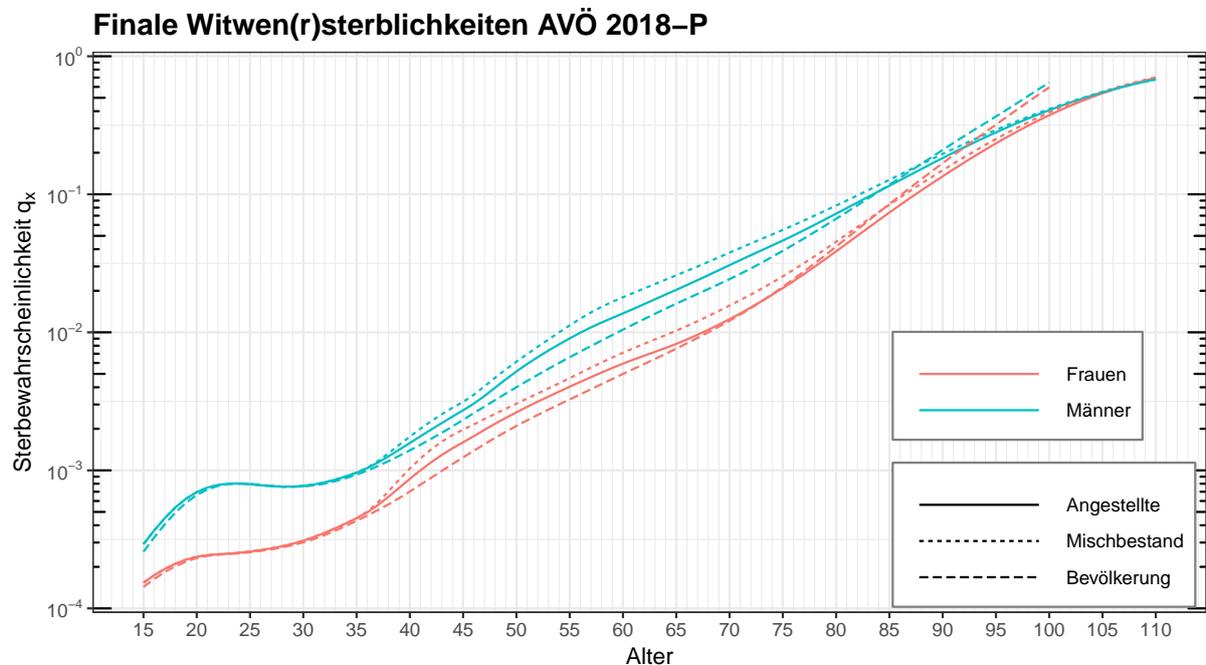
## WITWEN(R)PENSIONISTENSTERBLICHKEITEN

Für Alter ab ca. 45 bis 50 Jahren liegen ausreichend Witwen- und Witwerpensionsbezieher vor, um daraus aussagekräftige Sterblichkeiten herzuleiten. Aufgrund der geringen Anzahl an Todesfällen von Beziehern von Witwen(r)pensionen kann für Alter unter 45 Jahren jedoch keine direkte Witwen(r)sterblichkeit hergeleitet werden.



Daher kann für diese Altersbereiche lediglich auf die Gesamtbevölkerungsterblichkeit zurückgegriffen werden.

Dabei wird für Alter ab 45 Jahren die direkt aus den Daten abgeleitete Witwensterblichkeit benutzt, für Alter unter 45 Jahren jedoch die Gesamtbevölkerungsterblichkeit, wobei der Übergang durch eine Reduktion der Sterblichkeitsdifferenz des Alters 45 über 10 Jahre erfolgt, sodass unter 35 Jahren ausschließlich die Bevölkerungsterblichkeit zur Anwendung kommt.



## 7.3 UNTERSCHIEDE IN DER STERBLICHKEIT DER BEFRISTETEN UND UNBEFRISTETEN INVALIDITÄTSPENSIONEN

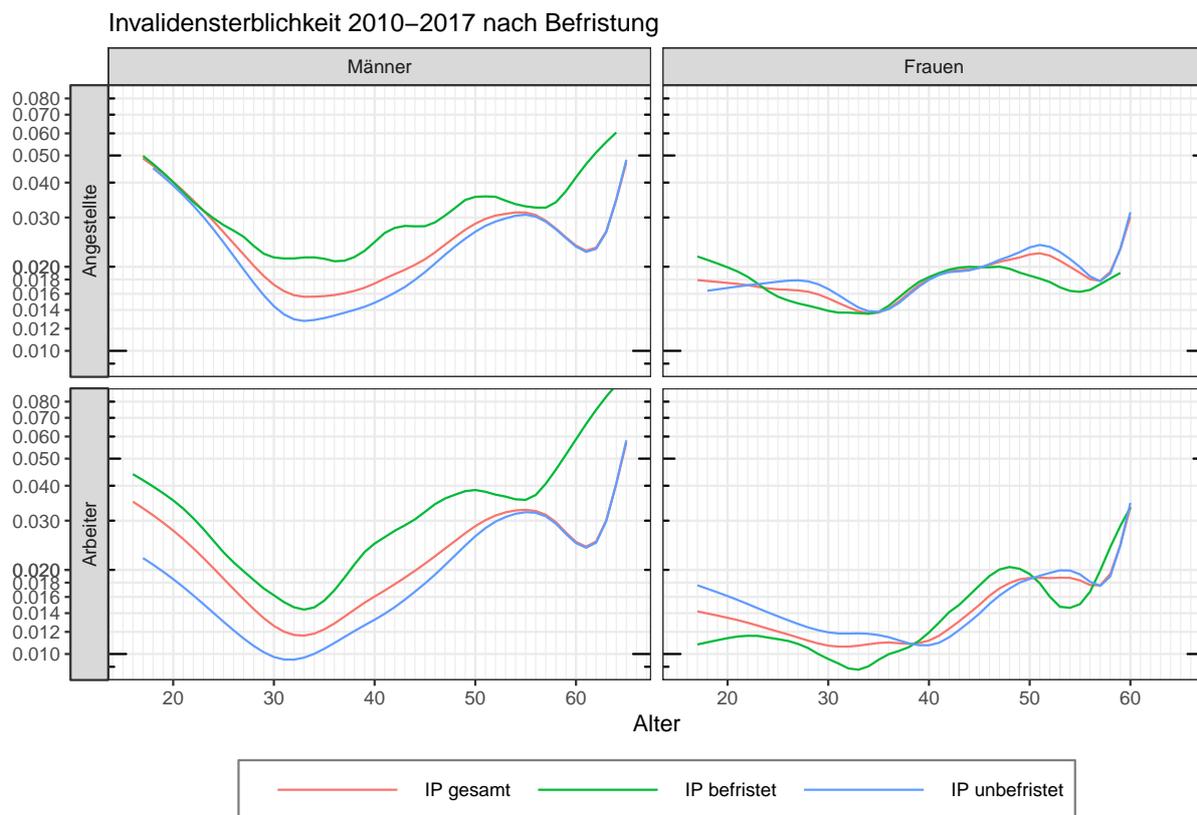
Die Daten zu Pensionsbeziehern der PVA liegen als Auswertung des Projekts PJ [31] durch den Hauptverband auch getrennt nach befristetem und unbefristetem Bezug der Invaliditätspension vor (wobei die Zuerkennung einer befristeten Invaliditätspension nur bis 31.12.2013 möglich war, mit einer Übergangsbestimmung für vor dem 1.1.1964 geborene Personen). Dabei sind insbesondere pro Jahr, Alter und Arbeiter/Angestellten folgende Werte verfügbar:

- Stand im Dezember, IP gesamt und befristete IP
- Erstmaliger Neuzugang im Jahr, IP gesamt und befristete IP
- Abgang durch Tod im Jahr, IP gesamt und befristete IP
- Abgang durch Reaktivierung im Jahr, IP gesamt und befristete IP
- Abgang durch Ende einer Befristung, IP gesamt und befristete IP

Da sich die Invaliditätspension nur aus befristeten und unbefristeten Invaliditätspensionen zusammensetzt, können damit auch die Werte für die unbefristete Invaliditätspension direkt bestimmt werden. Wie bereits im Abschnitt 6.6 gezeigt, führte die Einführung des Rehabilitationsgeldes per 1.1.2014 nicht einfach zum Entfall der bis dahin üblichen befristeten Invaliditätspensionen, sondern hatte vielmehr eine drastische Verschiebung zu unbefristeten IP zur Folge. Damit können die unbefristeten IP aus der Zeit bis 2013 nicht als repräsentativ für die Invaliditätspensionen ab 2014 angesehen werden.

Damit wird sich auch der Bestand an unbefristeten Invaliditätspensionsbeziehern in den kommenden Jahren verändern und die in der Vergangenheit beobachtete Sterblichkeit der unbefristeten IP nicht in derselben Form in die Zukunft entwickeln. Aufgrund der relativ kurzen Befristung sind jedoch bereits in den ersten beiden Jahren nach Einführung des Reha geldes beinahe alle befristeten Invaliditätspensionen für nach dem 1.1.1964 geborene Personen ausgelaufen und mussten nach der neuen Bestimmung als (i) befristete Zuerkennung von Rehabilitationsgeld, (ii) unbefristete Invaliditätspension oder als (iii) reaktiviert behandelt werden. Damit kann davon ausgegangen werden, dass der Bestand an unbefristeten Invaliditätspensionen bereits in den Jahren 2016 und 2017 in etwa der künftigen Zusammensetzung der Invaliditätspensionisten entspricht und diese Änderung in der Bestandszusammensetzung damit bereits vollzogen ist.

Die Sterblichkeiten der Invaliditätspensionisten der Jahre 2010–2017 gestalten sich folgendermaßen:

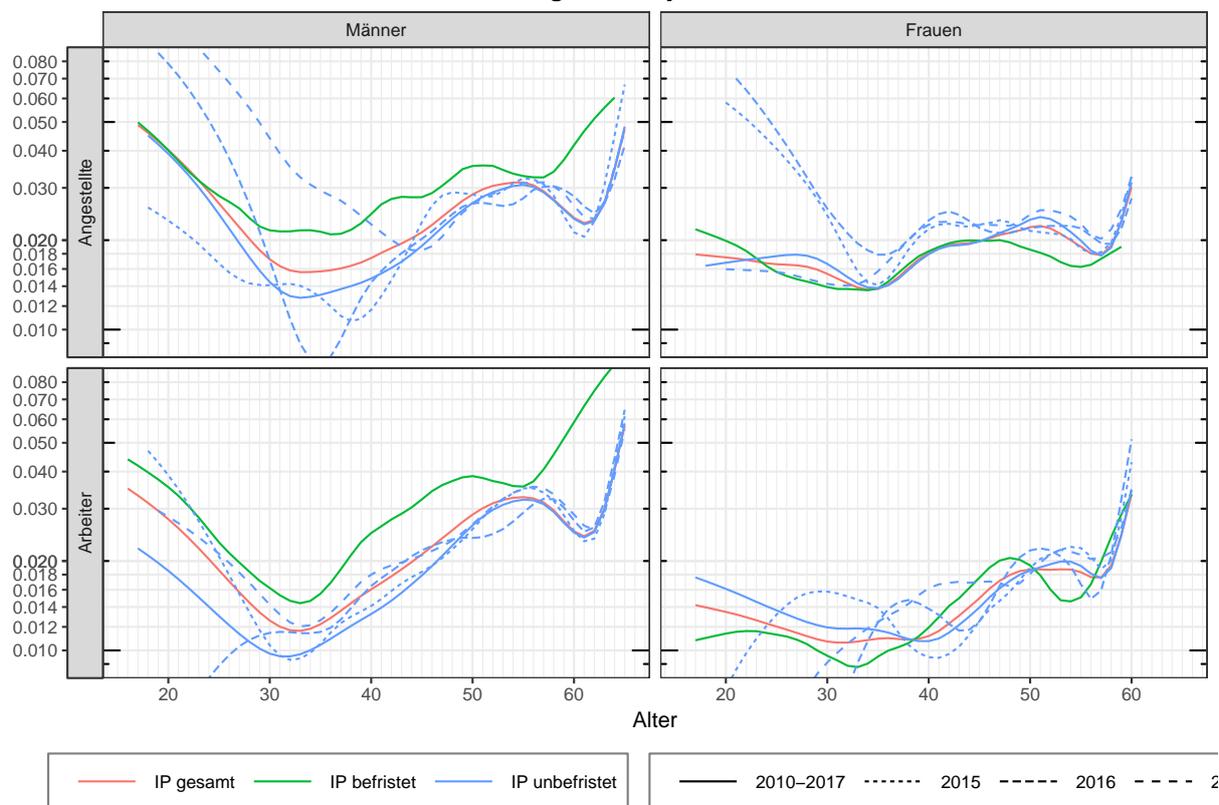


Wie bereits bei der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten analysiert erfolgt grob die Hälfte der Zugänge zur unbefristeten Invaliditätspension über vorangegangenes Rehabilitationsgeld (bzw. in der Vergangenheit durch anfängliche Befristung der Invaliditätspension). Die erhöhte Sterblichkeit am Beginn der Invalidität ist damit – entgegen einer naiven Erwartung, dass unbefristete Invaliditätspensionsbezieher gemäß Definition gesundheitlich deutlich schlechter situiert sind als befristete Invalide – vor allem bei den befristeten Invaliditätspensionen und den Reha geldbeziehern zu beobachten und nicht in der unbefristeten Invaliditätspension.

Dies ist in den obigen Invalidensterblichkeiten bei den Männern deutlich zu beobachten, während die Frauen auf deutlich niedrigerem Niveau eine sehr viel geringere Sterblichkeitsdiskrepanz zwischen befristeten und unbefristeten Invaliditätspensionen aufweisen.

Betrachtet man nun die Jahre seit Einführung des Rehabilitationsgeldes gesondert, fallen immer mehr befristete Bezieher von Rehabilitationsgeld aus dem Bestand, sodass bereits 2016 fast nur mehr unbefristete Invaliditätspensionsbezieher im Bestand der Invaliditätspensionen der PVA waren. Eine Veränderung der Sterblichkeit aufgrund dieser deutlichen Verschiebung im Invaliditätspensionistenbestand lässt sich allerdings nicht klar ablesen. Zwar ist bei der Betrachtung einzelner Jahre eine starke Schwankung der beobachteten Wahrscheinlichkeiten zu erwarten, ab dem Alter 40 scheinen bei den Männern jedoch die Sterblichkeiten der unbefristeten Invaliditätspensionsbezieher seit 2014 sehr gut mit den unbefristeten Invaliditätspensionsbezieher vor Einführung des Rehabilitationsgeldes übereinzustimmen und eine deutlich geringere Sterblichkeit als die befristeten IP-Bezieher bis 2013 zu haben. Bei den Frauen hingegen scheint das Sterblichkeitsniveau leicht anzusteigen. Für alter unter 40 Jahren ist die Zahl der Todesfälle zu gering, um signifikante Aussagen tätigen zu können. Hier verzerren einzelne Todesfälle die Sterblichkeiten bereits sehr stark.

**Invalidensterblichkeit 2010–2017 im Vergleich mit jährlichen Werten 2015–2017**



Diese Auswertungen lassen vermuten, dass bei den Männern die Einführung des Rehabilitationsgeldes – entgegen der ersten, intuitiven Vermutung – auf die Sterblichkeiten der Invaliditätspensionsbezieher keinen großen Einfluss hat und in etwa auf demselben Niveau für die unbefristete IP verbleibt, wogegen bei den Frauen die Sterblichkeit der Invaliditätspensionsbezieherinnen ansteigt.

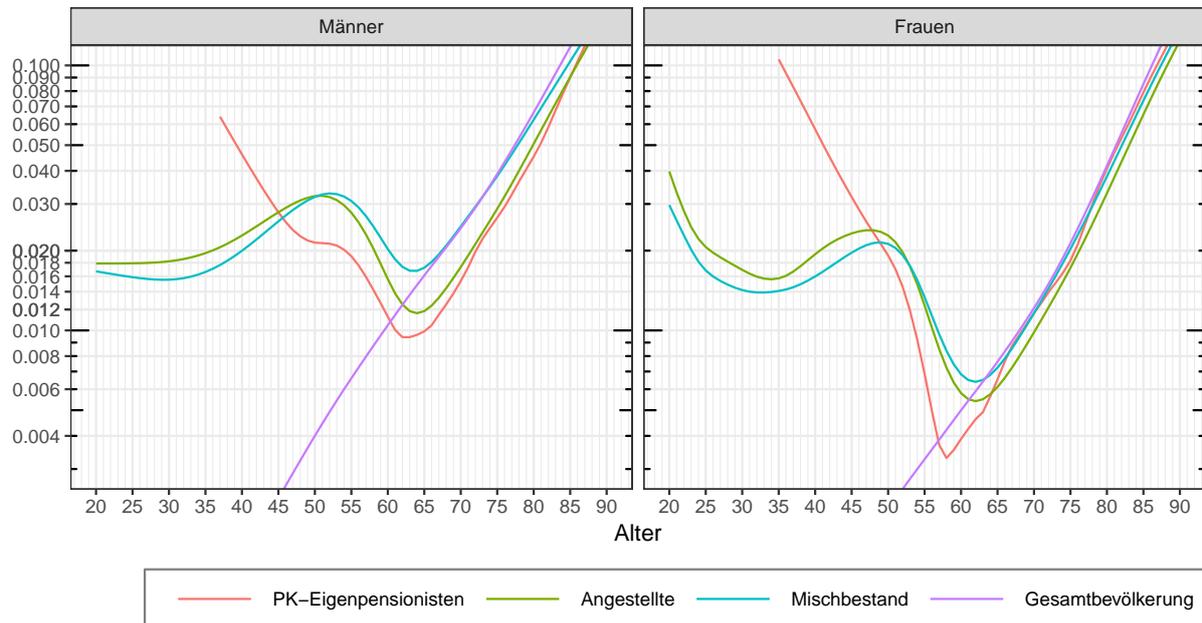
## 7.4 VERGLEICHE DER DATENQUELLEN (ASVG, PENSIONSKASSEN, AVÖ 2008-P)

Die Eigenpensionistensterblichkeiten der Tafel AVÖ 2018-P liefert im Vergleich mit den Pensionskassen und der Gesamtbevölkerung wenige Überraschungen. Insbesondere liegt die EP-Sterblichkeit der Pensionskassen vor allem bei den Männern und bei den Frauen unter 65 deutlich unter den Angestellten.

Insgesamt ist die Sterblichkeitsdifferenz der verschiedenen Bestände (Angestellte, Mischbestand, Pensionskassen, Bevölkerung) bei den Frauen deutlich geringer als bei den Männern.

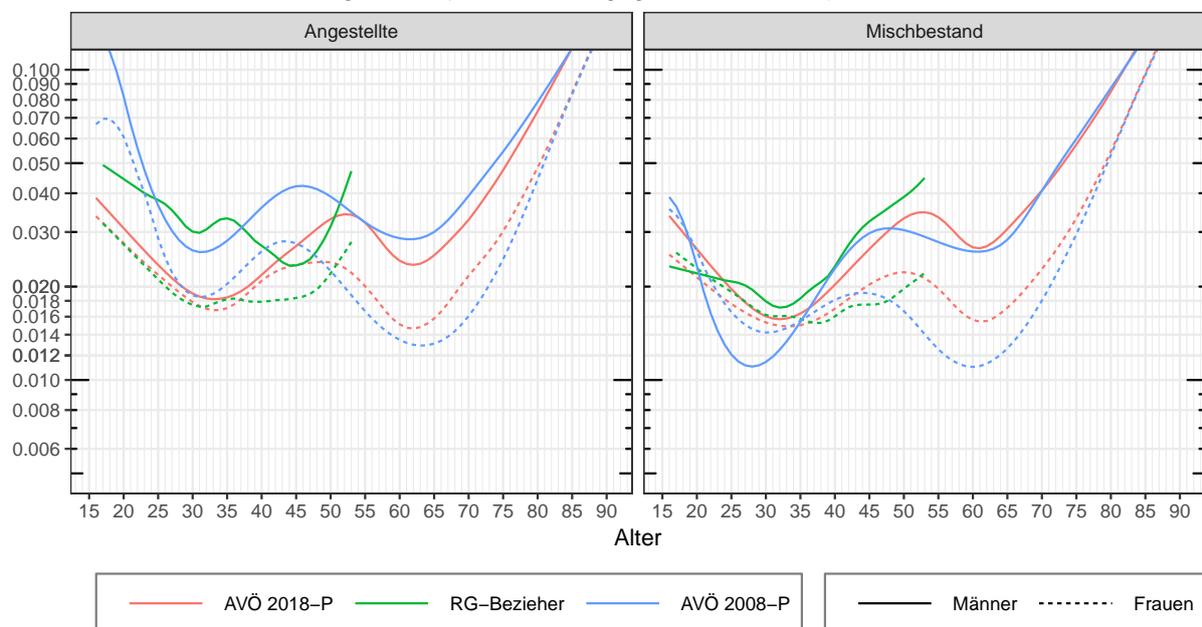
Unter dem Alter 50 liegen bei den Pensionskassen nicht ausreichend Daten vor, sodass der starke Anstieg vor allem auf einzelne Fälle zurückzuführen ist.

Sterblichkeit der Eigenpensionisten im Vergleich (Pensionskassen vs. ASVG), Periode 2008



Auch die Invaliditätspensionistensterblichkeiten zeigen bei den Männern eine größere Diskrepanz als die Frauen. Im Fall der Pagler-Tafel AVÖ 2008-P ist dies jedoch vor allem darauf zurückzuführen, dass bei den Frauen im Vergleich zur vorhergehenden Tafel AVÖ 1999-P bereits eine deutliche Absenkung der Sterblichkeit erfolgte, bei den Männern jedoch nur eine geringere Anpassung durchgeführt wurde, die nunmehr in der Tafel AVÖ 2018-P nachgeholt wird.

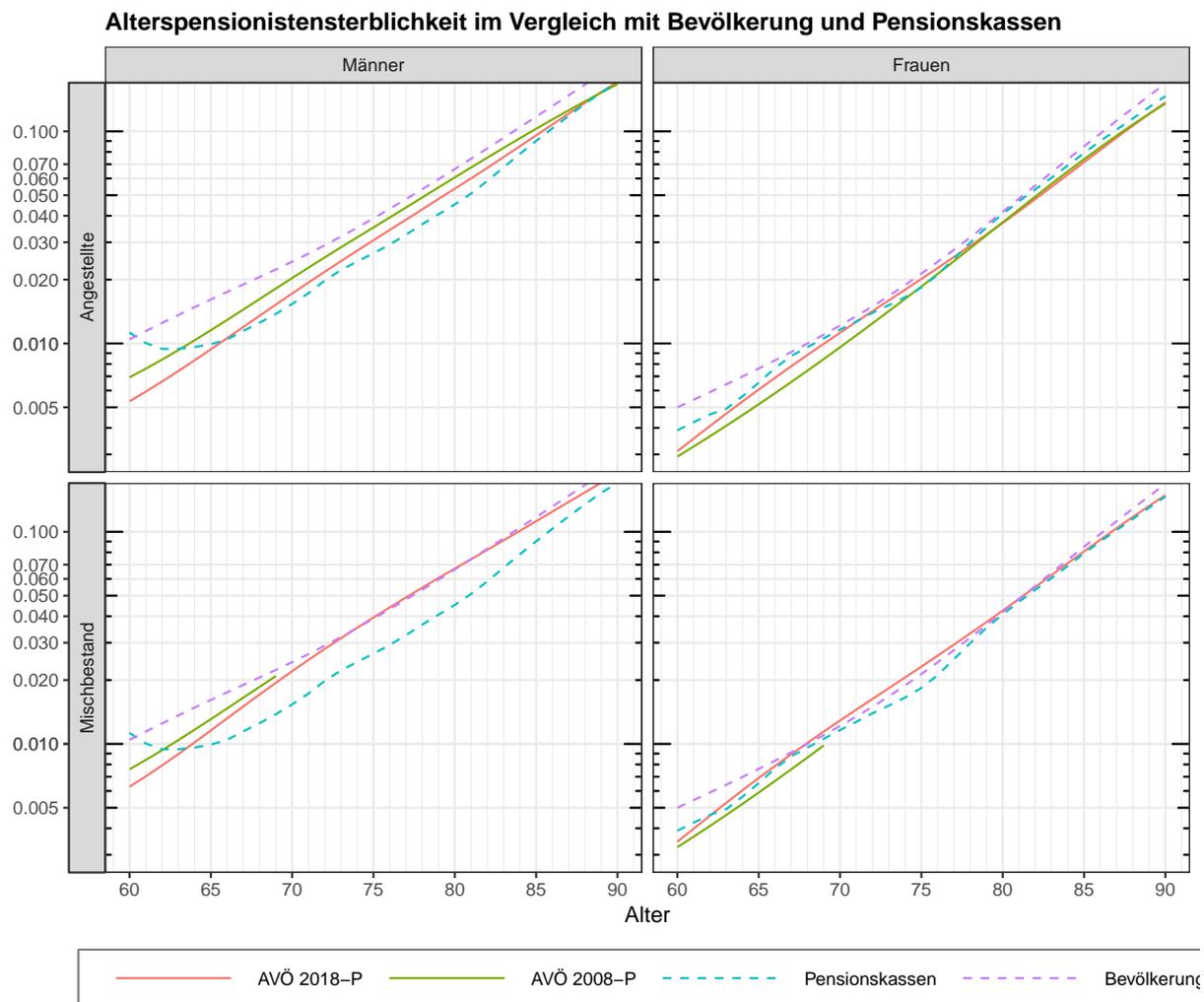
Invalidentersterblichkeit Angestellte (AVÖ 2008-P gegen AVÖ 2018-P)



Der Vergleich der Alterspensionistensterblichkeiten liefert einen Hinweis auf deutliche Zuwächse in den Barwerten für männliche Bezieher von Alterspensionen, da die aktuellen Sterblichkeiten der Tafel AVÖ 2018-P – gleich wie die Alterspensionistensterblichkeit der Pensionskassen – deutlich unter jenen der Tafel AVÖ 2008-P liegt. Allerdings liegen die Sterblichkeiten der Pensionskassen noch deutlich unter der Angestelltentafel der Männer. Für Frauen hingegen scheint die Sterblichkeit der Pensionskassen sowie

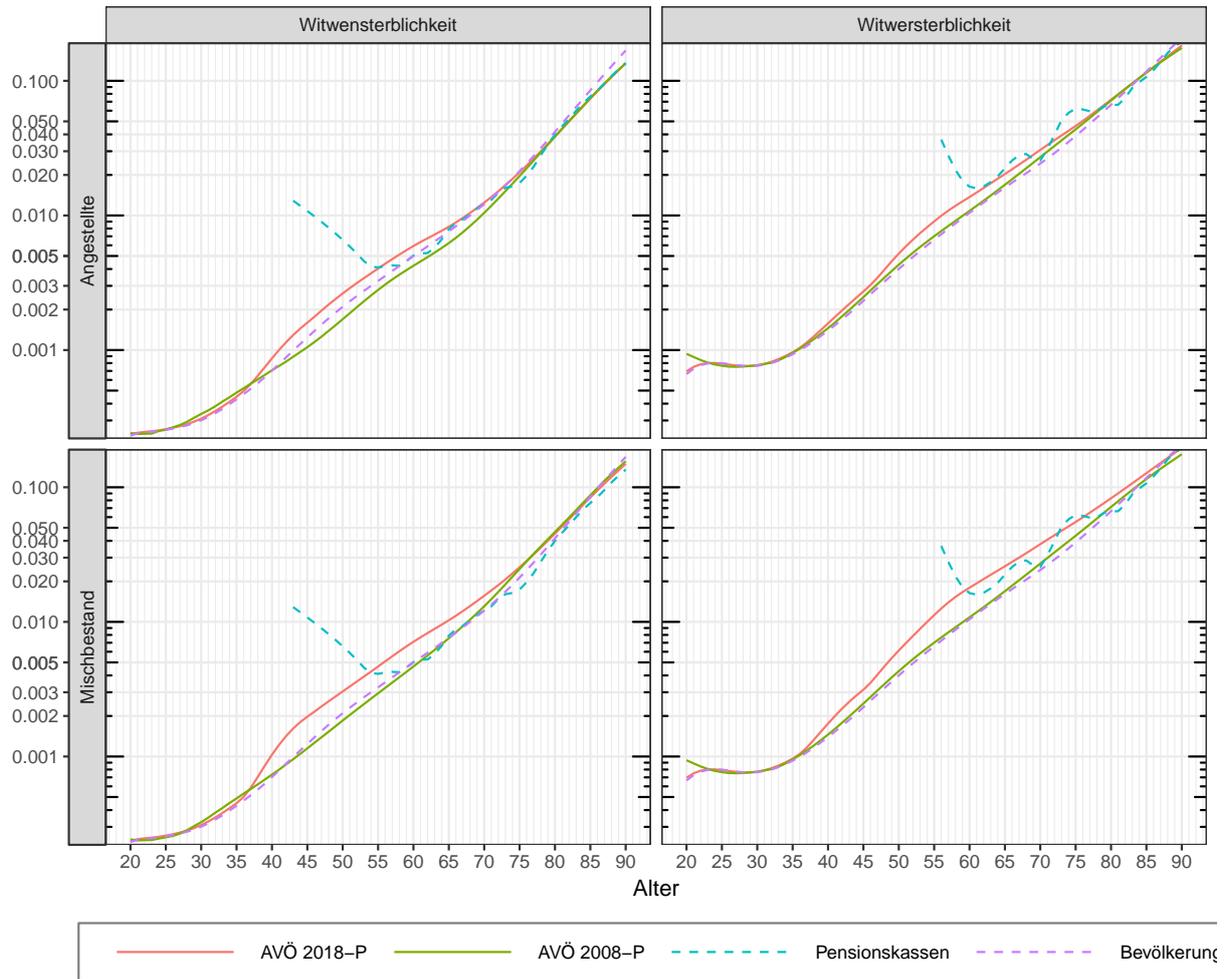
der beiden Pensionstafeln AVÖ 2018-P und AVÖ 2008-P auf den ersten Blick nicht so stark unterschiedlich. Allerdings ist auch hier ab dem Alter 70 ein deutliches Absinken der Sterblichkeit der Angestellten im Übergang von der Tafel AVÖ 2008-P zur Tafel AVÖ 2018-P zu erkennen. Die Alterspensionistensterblichkeiten des Mischbestandes hingegen sind nur geringfügig niedriger als die Gesamtbevölkerung (die Pagler-Tafel AVÖ 2008-P enthält keine Alterspensionistensterblichkeiten des Mischbestandes).

Insgesamt liegen die Sterblichkeiten der Angestellten erwartungsgemäß deutlich unter der Gesamtbevölkerung, während der Mischbestand ab dem Alter 70 – ebenfalls erwartungsgemäß – relativ gut zur Gesamtbevölkerung passt.



Bei den Witwenpensionen zeigt sich interessanterweise eine deutlich erhöhte Sterblichkeit der Tafel AVÖ 2018-P im Vergleich zur Gesamtbevölkerung und auch zur Pagler-Tafel AVÖ 2008-P. Dass Witwen und vor allem Witwer eine höhere Sterblichkeit als die Gesamtbevölkerung aufweisen, wird an vielen Stellen in der Literatur erwähnt und zeigt sich auch anhand der Witwen(r)pensionsbezugsdaten der Angestellten und des Mischbestandes der PVA. Da allerdings unter dem Alter 45 wie oben dargestellt nicht ausreichend Todesfälle vorliegen, wird die Witwen(r)sterblichkeit für Alter unter 45 Jahren in die Gesamtbevölkerungssterblichkeit überführt.

Witwen(r)pensionistensterblichkeit PVA im Vergleich mit Bevölkerung und Pensionskassen



## Kapitel 8

# Gesamtsterblichkeiten

Zusätzlich zu den in den vorangehenden Kapiteln hergeleiteten einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten ist es für manche Anwendungsfälle zweckmäßiger, die einjährigen Sterbewahrscheinlichkeiten des Gesamtbestandes unabhängig vom jeweiligen Zustand (Invalidität bzw. Pensionsbezug) anzugeben. Anwendungen hierfür sind etwa die Wahrscheinlichkeit, das Pensionsalter überhaupt zu erreichen, Aussagen über die künftige Lebenserwartung, oder die Wahrscheinlichkeit, eine bestimmte Zeitperiode überhaupt zu überleben (beispielsweise bei Pensionszahlungen mit einer Garantiezeit).

Zur Herleitung dieser Gesamtsterblichkeit sind grundsätzlich mehrere Zugänge möglich, die idealerweise zu demselben Ergebnis führen.

- a) Bestimmung der stabilen Verteilung der Bestände aus den einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten ohne Rückgriff auf die tatsächlich beobachtete Bestandsverteilung auf die Zustände. Dieser Zugang führt zu Sterbewahrscheinlichkeiten, die zur Gänze konsistent zu den restlichen Übergangswahrscheinlichkeiten ist, ignoriert jedoch die aktuellen Beobachtungsdaten.
- b) Linearkombination der einzelnen, auf den jeweiligen Zustand bedingten Sterbewahrscheinlichkeiten  $q_x^a$ ,  $q_x^i$  und  $q_x^p$  gewichtet mit den beobachteten Anteilen der jeweiligen Zustände an der Gesamtheit.
- c) Aggregation der Gesamtheiten der Aktiven, Invaliden, RehaGeldbezieher und Alterspensionsbezieher zu einer großen Gesamtheit, deren Bestände und Todesfälle pro Jahr und Alter bekannt sind. Daraus kann direkt eine Sterbewahrscheinlichkeit für diesen Gesamtbestand abgeleitet werden.

Da alle Zugänge auf demselben Datenmaterial basieren, sollten sie zu konsistenten Gesamtsterblichkeiten führen. Während die Methode a) erst auf den finalen Übergangswahrscheinlichkeiten aufsetzt, setzen die Methoden b) und c) jeweils eine Stufe tiefer an und leiten die Gesamtsterblichkeit teilweise oder ganz direkt aus den Beobachtungsdaten her.

Allerdings liegen in der Praxis den Daten der einzelnen Zustände teils unterschiedliche Annahmen und Beobachtungsarten zugrunde oder sind manche Altersbereiche gar keine Beobachtungen vorhanden oder möglich (z.B. die unbefristete IP nach der neuen Regelung für Alter über 50 Jahre). Ohne Korrektur dieser Effekte in den zugrundeliegenden Daten oder Verwendung von geeigneten Proxy-Daten würden z.B. auf Gesamtbestandsebene (Zugang c) deutliche Verwerfungen auftreten. Insbesondere sind bei der Herleitung der einzelnen Wahrscheinlichkeiten durchgeführte nachfolgende Modifikationen und Umskalierungen nicht in den zugrundeliegenden Daten vorhanden und müssen für diesen Zugang entsprechend eingebaut werden.

Der Zugang b) über die Mischung der Wahrscheinlichkeiten wiederum erlaubt zwar die Verwendung der einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten, die teils aus völlig unterschiedlichen Quellen hergeleitet wurden und potentiell nachfolgende Modifikationen und Umskalierungen beinhalten. Allerdings werden für die Mischung der einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten zu einer Gesamtsterblichkeit als Gewichte wiederum die Bestandsgrößen der einzelnen Alter benötigt, die wie im ersten Fall oft nicht

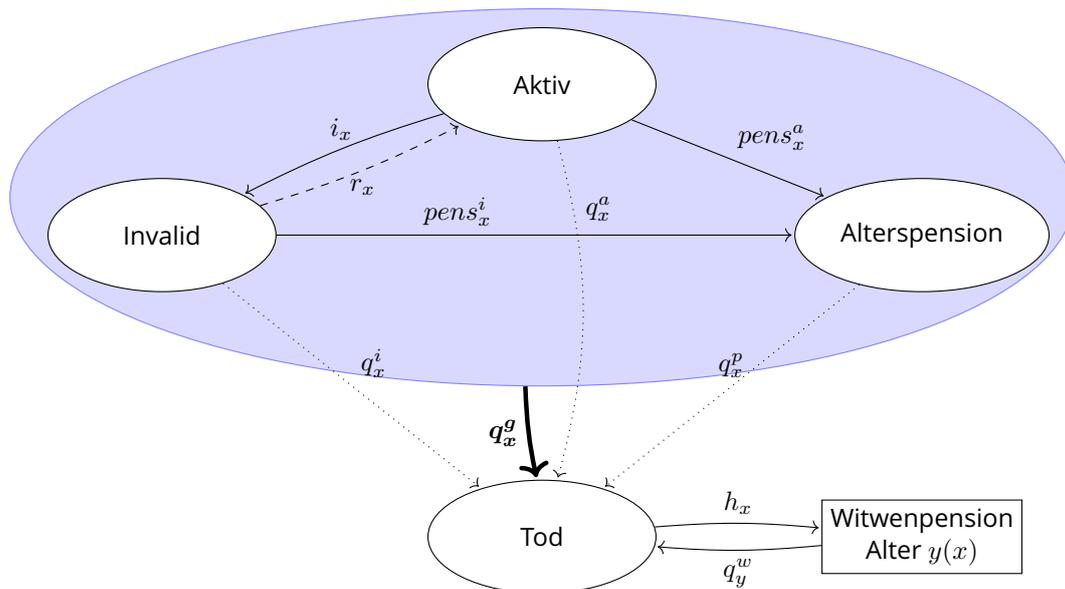
oder nur lückenhaft vorhanden sind oder aufgrund einer nachfolgenden Modifikation der Wahrscheinlichkeit nicht mehr konsistent mit der Wahrscheinlichkeit sind.

Im Folgenden sollen sämtliche Zugänge angewendet und verglichen werden. Als ein Plausibilitätstest sollten die Zugänge (unter Berücksichtigung der soeben diskutierten zwangsläufigen Unschärfen) ähnliche Werte liefern. Die Gesamtsterblichkeit des Mischbestandes sollte zudem in etwa der Gesamtbevölkerungssterblichkeit entsprechen, bzw. leicht unter der Gesamtbevölkerungssterblichkeit liegen, da zusätzlich zu den Arbeitern und Angestellten in der Gesamtbevölkerung zwar auch "gute" Risiken wie Beamte enthalten sind, jedoch auch die mit deutlich höherer Sterbewahrscheinlichkeit behafteten Bevölkerungsgruppen der Behinderten, chronisch Kranken und sonstige aus gesundheitlichen Gründen nie erwerbstätigen Personen.

## 8.1 GESAMTSTERBLICHKEIT AUS DER STABILEN VERTEILUNG DER TAFEL

Da sämtliche Übergangswahrscheinlichkeiten ( $q_x^a$ ,  $i_x$ ,  $q_x^i$  und  $q_x^p$ ) bekannt sind, ist damit die einjährige Sterbewahrscheinlichkeit eindeutig definiert. Im Zustandsdiagramm des Markov-Modells werden dazu einfach sämtliche Zustände außer Tod zu einem Zustand "am Leben" zusammengefasst.

### Zusammenfassung der Zustände für Gesamtsterblichkeit



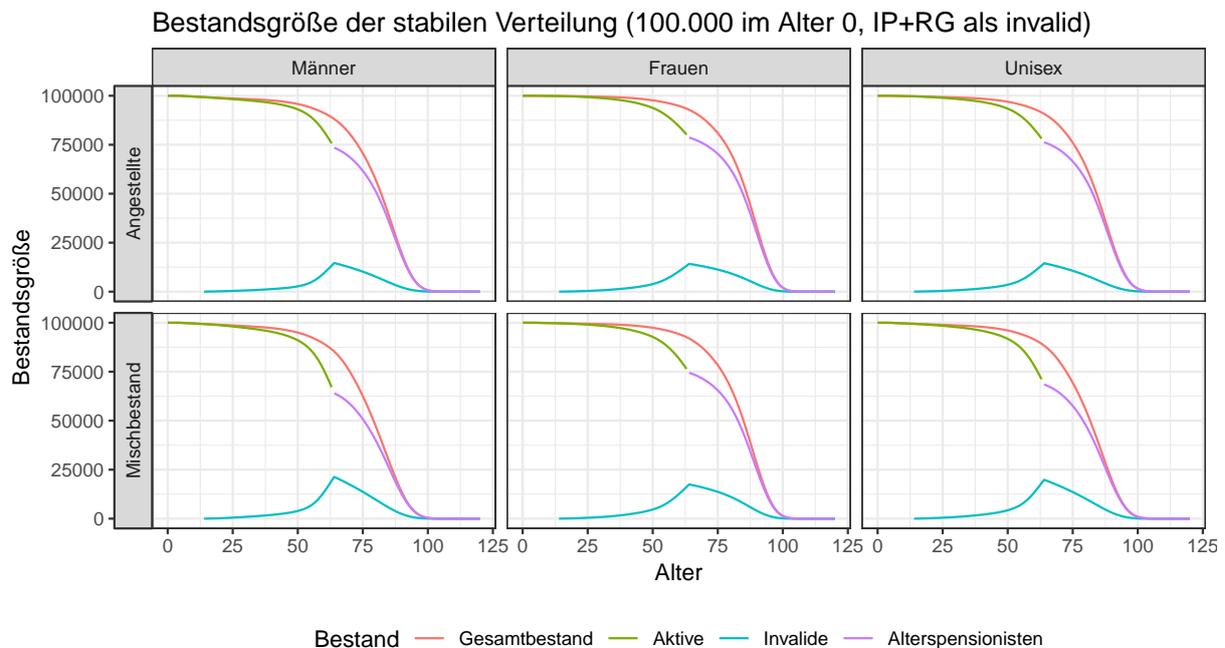
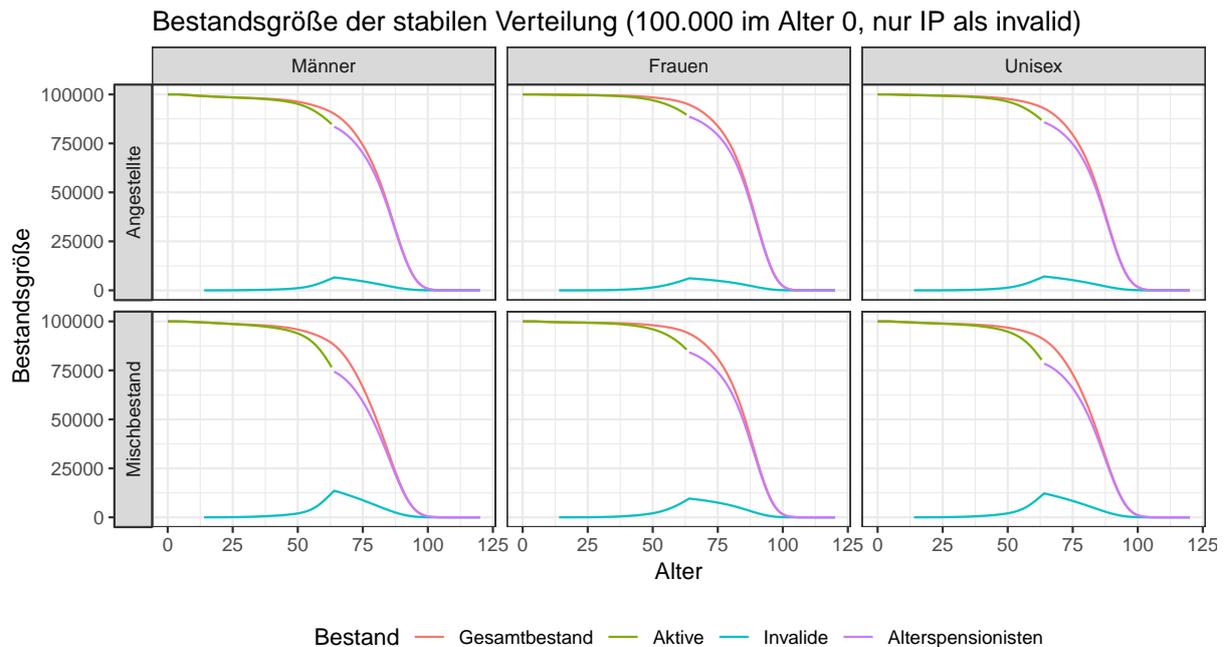
Zur Bestimmung der Gesamtsterblichkeit werden dabei – basierend auf der Peridentafel für das Basisjahr 2008 – die Bestandsgrößen  $l_x^{a,i,p}$  beginnend mit  $l_{x_0}^a = l_{x_0}^g = 100.000$  und  $l_{x_0}^i = l_{x_0}^p = 0$  aus den jeweiligen Übergangswahrscheinlichkeiten  $q_x^a$ ,  $i_x$ ,  $q_x^i$  und  $q_x^p$  berechnet und diese dann zur Mischung der Übergangswahrscheinlichkeiten für die Gesamtsterblichkeit herangezogen:

$$q_x^g = \frac{l_x^a}{l_x^g} q_x^a + \underbrace{\frac{l_x^i + \frac{1}{2} l_x^a \cdot i_x}{l_x^g}}_{=1 - \frac{l_x^a}{l_x^g} - \frac{l_x^p}{l_x^g} + \frac{l_x^a}{l_x^g} \cdot \frac{1}{2} \cdot i_x} q_x^i + \frac{l_x^p}{l_x^g} q_x^p \quad (8.1)$$

Die Herleitung dieser Formel ist eine leichte Verallgemeinerung aus [17] auf die Alterspension.

Dieser Zugang hat den Vorteil, dass die derart abgeleiteten Gesamtsterblichkeiten gänzlich konsistent zu den restlichen Übergangswahrscheinlichkeiten sind. Allerdings kann es auch sein, dass die einzelnen Modifikationen bei der Erstellung der Basiswerte sich hierbei nicht ausmitteln sondern verstärken und damit die Gesamtsterblichkeit nicht mehr mit der tatsächlich in den Daten beobachteten Gesamtsterblichkeit übereinstimmt.

Die stabilen Verteilungen, wenn bei Alter  $x_0 = 0$  mit einer Bestandsgröße von 100.000 Personen gestartet wird, sehen für die beiden Definitionen der Invalidität folgendermaßen aus:



Die Gesamtsterblichkeit kann nun entweder durch Gleichung (8.1) aus den Übergangswahrscheinlichkeiten gemischt oder direkt aus den  $l_x^g$  abgeleitet werden. Auch wenn beide Wege zu identischen Ergeb-

nissen führen, sei der Vollständigkeit halber angemerkt, dass für die Tafel AVÖ 2018-P der Weg über Gleichung (8.1) gewählt wurde.

## 8.2 GESAMTSTERBLICHKEIT HERGELEITET MITTELS EXPOSURES AUS DEN ÜBRIGEN ÜBERGANGSWAHRSCHEINLICHKEITEN

Ein alternativer Zugang ist, die einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten nicht mit den theoretisch hergeleiteten Bestandsgrößen  $l_x$  zu mischen sondern mit den beobachteten Exposures:

- Aktivensterblichkeit  $q_x^a$  mit der entsprechenden Exposure  $E_x^a$ , wenn der Bezug von Rehabilitationsgeld als Invalidität zu werten ist, oder  $E_x^a + E_x^{RG}$ , wenn der Bezug von Rehageld nicht als Invalidität zählt
- Invalidisierungswahrscheinlichkeit  $i_x$  (bzw.  $i_x^{RG}$ , wenn der Bezug von Rehabilitationsgeld auch als Invalidität zu werten ist)
- Invalidensterblichkeit  $q_x^i$  mit der entsprechenden Exposure  $E_x^i + E_x^{RG}$ , wenn der Bezug von Rehabilitationsgeld als Invalidität zu sehen ist, bzw.  $E_x^i$ , wenn der Bezug von Rehageld nicht als Invalidität zählt
- Alterspensionistensterblichkeit  $q_x^p$  mit der entsprechenden Exposure  $E_x^p$ .

Ob die Invaliden mit Erreichen des Pensionsalters in die Alterspension übergehen oder nicht, ist dabei nicht weiter von Belang, solange die Exposures und die Übergangswahrscheinlichkeiten der Invalidität und der Alterspension konsistent denselben Zugang wählen.

Mit diesen Werten lässt sich die Gesamtsterblichkeit wie z.B. in [17] ausgeführt bestimmen durch

$$q_x^g = \frac{E_x^a}{E_x^g} q_x^a + \frac{E_x^i + \frac{1}{2} E_x^a \cdot i_x}{E_x^g} q_x^i + \frac{E_x^p}{E_x^g} q_x^p, \quad (8.2)$$

wobei  $E_x^g = E_x^a + E_x^i + E_x^p$  die altersspezifische Exposure des Gesamtbestands darstellt.

Diese scheinbar sehr simple Berechnungsmethode scheitert in der Praxis jedoch oft daran, dass die Bestimmung der Übergangswahrscheinlichkeiten zusätzlich zur Ableitung aus der jeweiligen Exposure und den zugehörigen Todesfällen entweder noch eine nachgelagerte Modifikation benötigt, oder Daten für manche Altersbereiche und Zustände gar nicht vorliegen. Letzteres ist etwa bei der Invaliditätspension nach der Regelung seit 1.1.2014 für Alter über 50 Jahre der Fall. Die entsprechenden Invalidisierungswahrscheinlichkeiten  $q_x^i$  konnten im Abschnitt 6.3.3 nur durch Analogieschlüsse und Rückgriff auf andere Zeitperioden bzw. andere Regelungen durch Umskalierung hergeleitet werden. Dementsprechend sind die nötigen Exposures gar nicht vorhanden bzw. durch die Umskalierung entsprechend verzerrt.

Für die Herleitung der Invalidisierungswahrscheinlichkeit im Fall, dass sowohl unbefristete IP als auch Rehageld als Invalidität zu werden ist, musste jedoch auf keine weiteren Werte ausgewichen werden, sondern die Herleitung konnte zur Gänze direkt aus dem vorliegenden Datenmaterial erfolgen. Da für die Gesamtsterblichkeit grundsätzlich die Definition der Invalidität nicht weiter von Bedeutung sein sollte (lediglich die Tatsache, dass die Person überhaupt noch am Leben ist), wird für die Gesamtsterblichkeit nach diesem Zugang auf den Fall zurückgegriffen, dass Rehabilitationsgeld als Invalidität zählt.

## 8.3 GESAMTSTERBLICHKEIT HERGELEITET AUS DEM AGGREGIERTEN GESAMTBESTAND

Bei diesem dritten möglichen Zugang zur Gesamtsterblichkeit werden die Datenquellen zur Herleitung der einzelnen Übergangswahrscheinlichkeiten vor der Bestimmung der Sterbewahrscheinlichkeit bereits

zu einem großen Bestand mit einer einzigen altersabhängigen Exposure und einer einzigen altersabhängigen Anzahl von Todesfällen aggregiert:

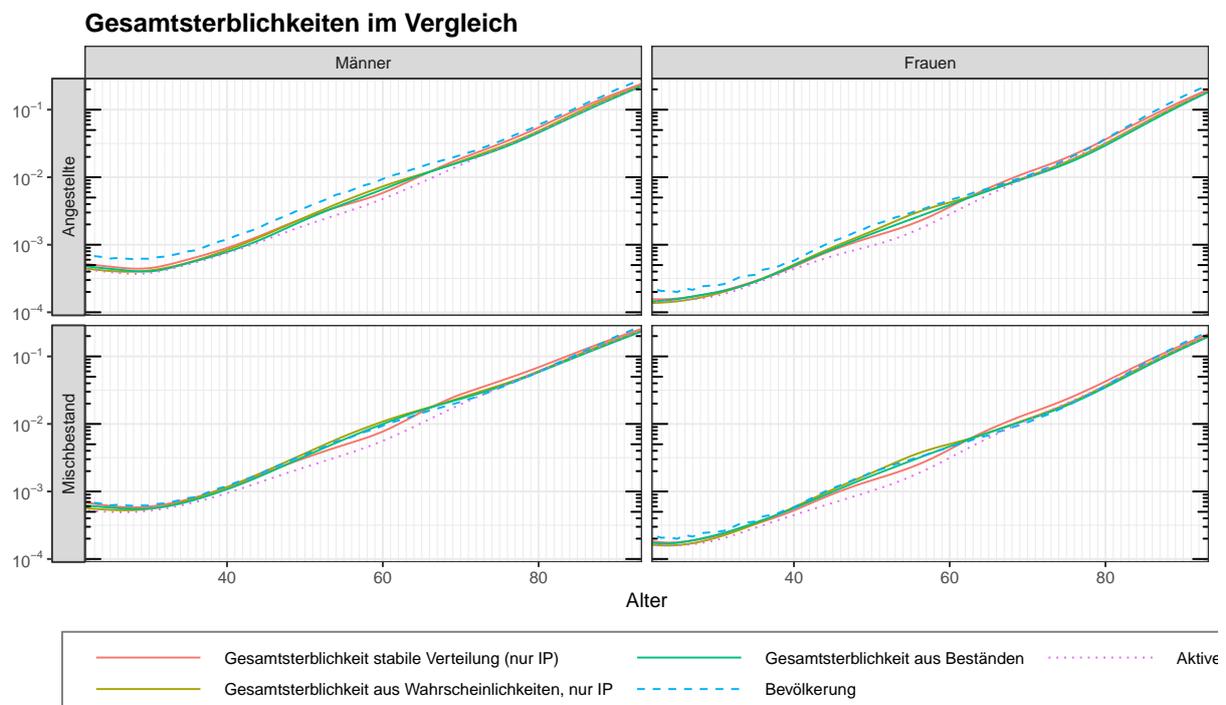
- Bestand der Aktiven (inkl. Sozialleistungsempfänger) [33], Todesfälle nur unmittelbar aus Aktivität (d.h. Todesfälle nach Zuerkennung von IP oder RG im selben Jahr müssen aus den Daten entfernt werden)
- Bestand und Todesfälle der RehaGeldbezieher [32]
- Bestand und Todesfälle der Invaliditätspensionsbezieher (sowohl befristete IP bis 31.12.2013 oder nach der Übergangsbestimmung, als auch die unbefristete IP) [29], Daten zu Invaliditätspensionisten bis zu deren Tod [30]
- Bestand und Todesfälle der Alterspensionsbezieher [29]

Die Exposures (Stände) und die Todesfälle dieser vier disjunkten Bestände, die jedoch in Summe sämtliche bei der Tafelherleitung benutzten Personen und Zustände umfassen, werden einfach aggregiert und daraus dann die Sterbewahrscheinlichkeit des Gesamtbestandes – getrennt nach Geschlecht und Arbeiter, Angestellte und Mischbestand - geschätzt, wobei dieselbe Methodik zur Anwendung gelangt wie bei der Herleitung der anderen Übergangswahrscheinlichkeiten.

## 8.4 VERGLEICHE

### 8.4.1 GESAMTSTERBLICHKEIT NACH DEN VERSCHIEDENEN HERLEITUNGSMETHODEN

Die drei beschriebenen Methoden liefern – bis auf den Bereich der Übergangsbestimmung, aufgrund derer noch keine Beobachtungsdaten vorliegen und daher auf Werte einer anderen Zeitperiode als Proxy zurückgegriffen werden musste – erstaunlich kongruente Gesamtsterblichkeiten, die zudem als Plausibilitätscheck für den Mischbestand sehr gut zur Gesamtbevölkerungsterblichkeit passen:



Vor allem bei den Männern sind die drei Zugänge (Ableitung aus den Beständen, aus den Wahrscheinlichkeiten mit IP+RG und nur mit IP als Invalidität) sehr gut kongruent, lediglich im Bereich der Übergangsbestimmung (Alter 50-65) sind Unterschiede zu erkennen, die auf diverse Ursachen zurückzuführen sind:

- In den beobachteten Bestandsgrößen sind nur die aktiv erwerbstätigen, Sozialhilfe beziehenden oder RehaGeld beziehenden Aktiven umfasst, nicht jedoch die momentan bei anderen Trägern pensionsversicherten Aktiven. In den Bestandsgrößen der Invaliditätspensionsbezieher sind jedoch sämtliche Bezieher einer Invaliditätspension der PVA enthalten. Damit fehlen v.a. im Altersbereich ab 50 Jahren zahlreiche Aktive für den Gesamtbestand, sodass die anhand der beobachteten Bestandszahlen hergeleiteten Gesamtsterblichkeiten durch die Invalidensterblichkeit zu weit nach oben getrieben wird.
- Die Diskrepanz zwischen den beobachteten und den aus den Wahrscheinlichkeiten vorausgesagten Bestandsgrößen  $l_x^{a,i,p}$  ist auch ein Indiz, dass die Übergangsphase durch die Einführung des Rehabilitationsgelds noch nicht abgeschlossen ist und die Bestandsgrößen daher noch nicht stabil der Erwartung entsprechen. Im Vergleich der (hier nicht dargestellten) Werte bei Einbeziehung des RehaGelds in die Invalidität zeigt sich dieser Effekt ebenso bei Altern unter 50 Jahren, für die eine deutlich höhere Anzahl an Invaliditätspensionisten (v.a. Bezieher von RehaGeld) in der stationären Verteilung erwartet wird.
- In diesem Altersbereich ab 50 kommt weiters die oben erwähnte Umskalierung im Fall der unbefristeten IP zum Tragen und resultiert daher in zu hohen Sterbewahrscheinlichkeiten im Vergleich zur stabilen Verteilung.

Bei den Frauen fächern die drei Zugänge zur Gesamtsterblichkeit deutlich auf im Bereich bis ca. 45 Jahre. Dies dürfte auf die im Abschnitt 5.3 beschriebene pauschale Aufteilung der Sozialleistungsempfänger auf Arbeiter und Angestellte zurückzuführen sein, die durch die Bezieherinnen von Wochen- und Kinderbetreuungsgeld im Vergleich zu den Männern deutlich mehr Potential für Verwerfungen bietet.

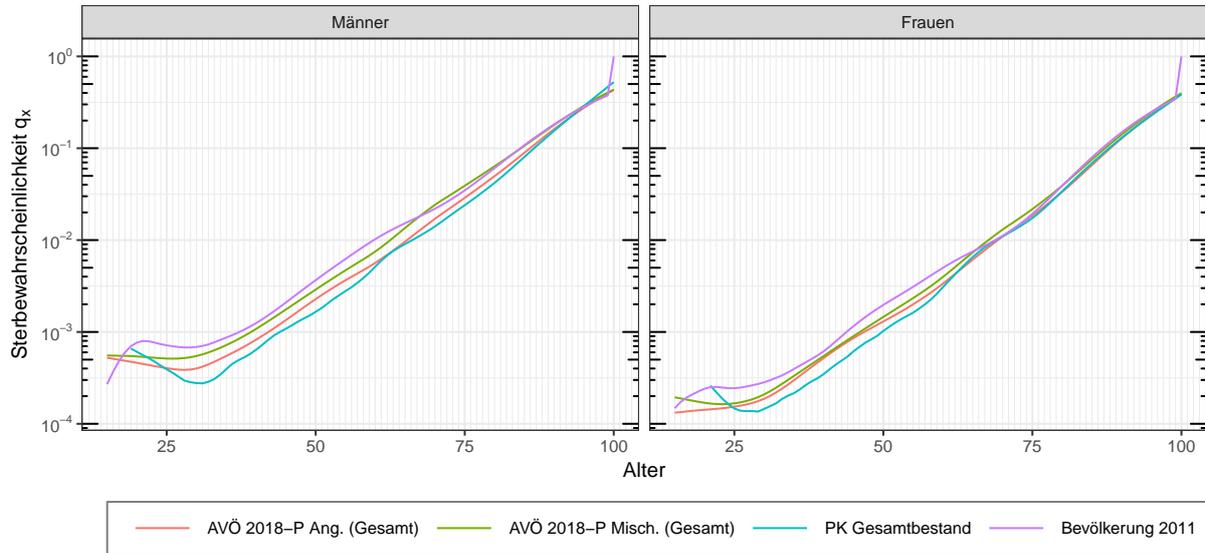
Die Mischbestände sind in weitesten Teilen sehr stark kongruent zur Gesamtbevölkerung, womit ein wichtiger Plausibilitätstest für alle zugrundeliegenden Übergangswahrscheinlichkeiten erfüllt ist. Bei geringen Altern (unter 30 Jahren) liegt auch der Mischbestand leicht unter der Sterblichkeit der Gesamtbevölkerung, was vermutlich auf die nicht erwerbstätigen Bevölkerungsgruppen mit erhöhter Sterblichkeit (Behinderte, etc.) zurückzuführen ist.

Da der Mischbestand die Gesamtbevölkerung derartig gut reproduziert, kann auch die deutlich niedrigere Sterblichkeit der Angestellten (vor allem Männer) als plausibel angesehen werden, da bei zu niedrigen Angestelltensterblichkeiten die Sterblichkeit des Mischbestandes ebenfalls zu niedrig ausfallen müsste.

Für die Gesamtsterblichkeit der Tafel AVÖ 2018-P wird aufgrund der Konsistenz zu den anderen Übergangswahrscheinlichkeiten die Methode a) herangezogen. Damit sind sämtliche Übergangswahrscheinlichkeiten zueinander konsistent.

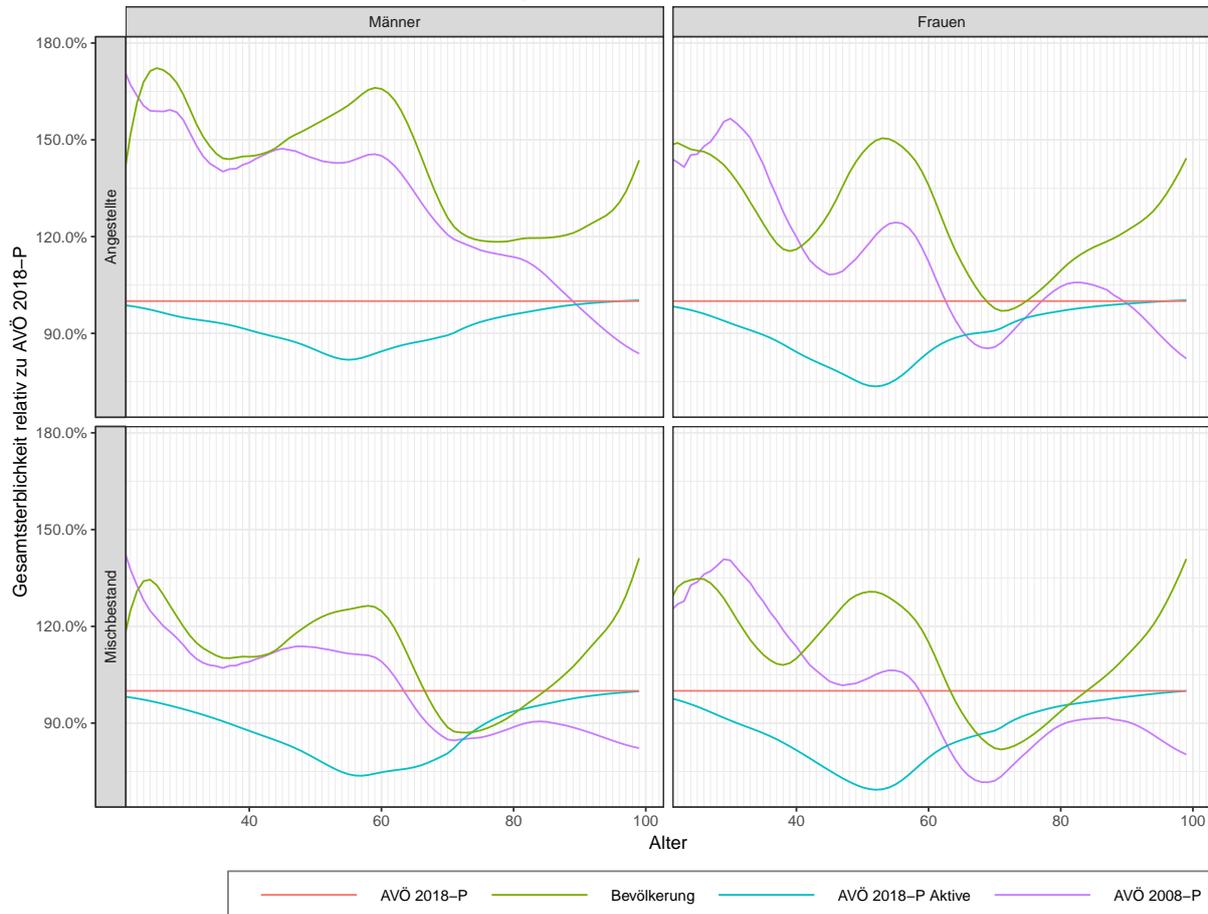
## 8.4.2 BESTANDSSTERBLICHKEIT DER PENSIONS KasSEN-DATENABFRAGE

### Vergleich Gesamtsterblichkeit mit Pensionskassen-Gesamtbestand, 2010–2016



### 8.4.3 PAGLER-TAFEL AVÖ 2008-P

#### Gesamtsterblichkeit im Vergleich



Auch hier wird deutlich, dass das Sterblichkeitsniveau der Tafel AVÖ 2018-P im Mischbestand relativ gut zur Gesamtbevölkerung passt und im Mischbestand auch sehr gut zu den Pagler-Tafeln AVÖ 2008-P. Allerdings zeigt sich auch, dass bei den Angestellten Männern die Pagler-Tafel sehr nahe an der Gesamtbevölkerungssterblichkeit liegt, während diese in den relevanten Altersbereichen um ca. 50% über der Tafel AVÖ 2018-P zu liegen kommt. Dies ist auch konsistent zum im Abschnitt 5.4.3 betrachteten relativen Sterblichkeitsrisiko der Angestellten zum Gesamtbestand, wo festgestellt wird, dass der Niveauunterschied der Angestellten zum Mischbestand relativ gut zu den Volkszählungsdaten passen, die Tafel AVÖ 2008-P jedoch eine deutlich zu geringe Unterscheidung von Angestellten und Mischbestand aufweist.

## Kapitel 9

# Hinterbliebenenwahrscheinlichkeiten ( $h_x$ und $y(x)$ )

### 9.1 VORLIEGENDE DATENBASIS ZU WITWENWAHRSCHEINLICHKEITEN UND -STERBLICHKEITEN

Es liegen zur Bestimmung der Partnerwahrscheinlichkeiten  $h_x$  im Todesfall, des mittleren Alters  $y(x)$  des hinterbliebenen Partners und der Witwensterblichkeiten  $q_y^w$  folgende Datengrundlagen vor:

- **ASVG-Bestandsdaten zu Pensionsbeziehern aller PV-Träger** [29]
  - Gesamtheit: ASVG-Witwenpensionsbezieher, nach PV-Träger getrennt
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht
  - Variablen: Stand per Dezember, Neuzugang und Abgang durch Tod während des Jahres
  - Beobachtungsjahre: 2000-2017
  - Quelle: Pensionsstatistik des Hauptverbandes, von Frau Obermayr (BMASGK) als Excel-Dateien zur Verfügung gestellt
  - Keine Verbindung zum Verstorbenen in dieser Auswertung
  - Aktiver Witwenpensionsbezug ist Voraussetzung, nicht alle Witwen erhalten WIP
- **ASVG-Witwenzugänge** PVA-Arbeiter und -Angestellte [35]
  - Gesamtheit: ASVG-Witwenneuzuerkennungen, nur PVA-Arbeiter und -Angestellte
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter des Verstorbenen, Alter der Witwe, Geschlecht, WIP nach Aktivität oder Pension
  - Variablen: Anzahl Witwenzugänge nach Alter der Witwe, Anzahl Witwenzugänge und durchschnittliches Witwenalter  $y(x)$  nach Alter des Verstorbenen
  - Beobachtungsjahre: 2000-2017
  - Quelle: Pensionsstatistik des Hauptverbandes, von Frau Obermayr (BMASGK) als Excel-Dateien zur Verfügung gestellt
  - Neuzuerkennungen umfassen nur ASVG-Witwenpensionen größer 0
  - Zusätzlich zu den gesamten Zugangszahlen sind diese auch unterteilt in WIP nach Aktiven und WIP nach Pensionsbezug.
  - Grundgesamtheit der WIP nach Pension sind die Todesfälle der AP und IP (siehe Pensionsstatistik), Grundgesamtheit der WIP nach Aktivität ist nicht direkt vorhanden, Gesamtheit der Pflichtversicherten (s.u.) wird herangezogen.
- **Pflichtversicherte (Arbeiter und Angestellte) der PVA** [34]
  - Gesamtheit: Pflichtversicherten Personen der PVA, nach Arbeitern und Angestellten getrennt
  - Faktoren: Kalenderjahr, Kalendermonat, Alter, Geschlecht
  - Variablen: Anzahl pflichtversicherte Arbeiter und Angestellte

- Beobachtungsjahre: 2012-2017
- Quelle: Hauptverband der Sozialversicherungsträger, von Frau Obermayr (BMASGK) zur Verfügung gestellt
- **Beitragsstage (Arbeiter und Angestellte) der PVA** [46]
  - Gesamtheit: Beitragspflichtige Pensionsversicherte der PVA, nach Arbeitern und Angestellten getrennt
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Arbeiter /Angestellte
  - Variablen: Gesamtsumme der Beitragsstage und der Bemessungsgrundlagen
  - Beobachtungsjahre: 2000-2014
  - Quelle: Hauptverband der Sozialversicherungsträger, von Frau Obermayr (BMASGK) zur Verfügung gestellt

## VERGLEICHSGRÖSSEN

Für Vergleiche der (Zwischen-)Ergebnisse wird weiters auf folgende Vergleichsgrößen zurückgegriffen

- **Witwen aus Todesfällen der Gesamtbevölkerung Österreichs** [41]
  - Gesamtheit: Österreichische Gesamtbevölkerung (nicht nur ASVB)
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter des Verstorbenen, Geschlecht
  - Variablen: Anzahl Witwen pro Alter der Witwe, Anzahl Todesfälle ohne hinterbliebenem Partner
  - Beobachtungsjahre: 1970-2016
  - Quelle: Statistik Austria (Auswertung von Herrn Hanika zur Verfügung gestellt)
  - Gesamtbevölkerung umfasst deutlich mehr Personen als ASVG-Angestellte
- **Österreichische Gesamtbevölkerung nach Alter, Geschlecht und Familienstand gemäß Abgestimmter Erwerbsstatistik**, Statistik Austria [43]
  - Gesamtheit: Österreichische Gesamtbevölkerung
  - Faktoren: Kalenderjahr, Geschlecht, Alter
  - Variablen: Anzahl Personen nach Familienstand (ledig, verheiratet, verwitwet, geschieden)
  - Beobachtungsjahre: 2011-2015
  - Quelle: Statistik Austria (Auswertung von Mag. Hanika zur Verfügung gestellt)
- **Österreichische Gesamtbevölkerung nach Alter, Geschlecht und Familienstand der Volks- und Registerzählungen 1991, 2001 und 2011**, Statistik Austria [42]
  - Gesamtheit: Österreichische Gesamtbevölkerung
  - Faktoren: Kalenderjahr, Geschlecht, Alter (in 5-Jahres-Baskets)
  - Variablen: Anzahl Personen nach Familienstand (ledig, verheiratet, verwitwet, geschieden)
  - Beobachtungsjahre: Volkszählungen 1991 und 2001, Registerzählung 2011
  - Quelle: Homepage der Statistik Austria
- **Witwenwahrscheinlichkeiten und -alter** der Tafel "AVÖ 2008-P - Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung Pagler & Pagler" [1]

## 9.2 HERLEITUNG DER PARTNERWAHRSCHEINLICHKEITEN IM TODESZEITPUNKT

Als Datenbasis der Herleitung der Partnerwahrscheinlichkeiten  $h_x$  dienen die beobachteten WIP-Zuerkennungen der Jahre 2000–2017 der Pensionsversicherungsträger [29]. Die Zuerkennungen sind dabei nochmals aufgeteilt in WIP nach dem Tod einer aktiven Person und WIP nach dem Tod eines Pensionsbeziehers. Um die Partnerwahrscheinlichkeiten ableiten zu können, werden die entsprechenden zugehörigen Gesamtheiten (Gesamtzahl Todesfälle) benötigt. Diese können mittels des vorhandenen Datenmaterials folgendermaßen angesetzt werden:

	WIP nach Aktiven	WIP nach Pensionisten	WIP gesamt
WIP-Zugänge	Pensionsstatistik (Zugänge nach Aktivtoten)	Pensionsstatistik (Zugänge nach Pensionistentoten)	Pensionsstatistik (Zugänge WIP gesamt)
Todesfälle	Lebende Aktive aus monatl. Anzahl Pflichtversicherte, Tote durch Anwendung der Aktivensterblichkeit	Pensionsstatistik (Abgänge durch Tod der IP und AP)	Summe der Todesfälle der Aktiven und Pensionisten

Während die Hinterbliebenenwahrscheinlichkeit der Pensionsbezieher direkt aus den Daten der Pensionsstatistik ableitbar ist (die Pensionsstatistik enthält sowohl die Todesfälle der Pensionisten als auch die Neuzugänge der Witwenpension), ist die Ableitung der Partnerwahrscheinlichkeit der Aktivtoten mangels genauer Abgrenzbarkeit der Gesamtheit (siehe auch die Diskussion dieser Problematik bei der Herleitung der Aktivensterblichkeit und der Invalidisierung in den Kapiteln 5 und 6) etwas schwieriger.

Da die Gesamtzahl der Aktiven (d.h. potentiell bei Tod eine Witwe oder einen Witwer mit WIP-Anspruch hinterlassende Pensionsversicherte) von den PV-Trägern nicht laufend geführt wird, sondern der Anspruch auf WIP lediglich im entsprechenden Leistungsfall individuell überprüft wird, kann sie lediglich aus anderen Größen approximiert werden. Wie bereits bei der Invalidisierung können dabei die Gesamtzahl der pflichtversicherten (=beitragspflichtigen) Angestellten und Arbeiter sowie der Sozialleistungsempfänger dienen. Selbst diese Gesamtheit deckt noch nicht den gesamten Aktivenbestand ab.

### 9.2.1 DEFINITION DER PARTNERWAHRSCHEINLICHKEITEN IM TODESZEITPUNKT

Die in diesem Abschnitt hergeleiteten Partnerwahrscheinlichkeiten im Todeszeitpunkt sollen die Wahrscheinlichkeit beschreiben, dass eine zufällige verstorbene angestellte Person, die in der ASVG-Pensionsversicherung pflichtversichert ist oder bereits Ansprüche erworben hat, im Todesfall eine hinterbliebene Person hinterlässt, die *Anspruch auf ASVG-Witwenpension* (zumindest dem Grunde nach) hat.

Dies bedeutet, dass einerseits die Voraussetzungen an die verstorbene Person erfüllt sein müssen (v.a. aufrechte Pflichtversicherung bzw. Erwerb von ausreichend Versicherungsmonaten) als auch die Voraussetzungen an die Ehe und die hinterbliebene Person (§ 258 ASVG). Damit ist die Gewährung einer Witwen(r)pension nicht ausschließlich auf das Vorhandensein einer aufrechten Ehe gekoppelt, sondern es wird einerseits unter gewissen Umständen bereits eine gewisse Ehedauer (abhängig vom Altersunterschied der Partner drei, fünf oder zehn Jahre) oder die Geburt eines Kindes gefordert, andererseits erstreckt sich der Anspruch auf Witwen(r)pension auch auf geschiedene Personen, denen der Verstorbene unterhaltspflichtig war.

Nicht umfasst sind jedenfalls lediglich in Lebensgemeinschaft lebende Partner. Für Pensionszusagen und Pensionskassenverträge, die auch für derartige Konstellationen eine Witwen(r)pension gewähren, dürfen die hier abgeleiteten Partnerwahrscheinlichkeiten im Todeszeitpunkt nicht ohne Anpassung angewendet werden.

### 9.2.2 ASVG-WITWEN(R)PENSIONEN NUR DEM GRUNDE NACH

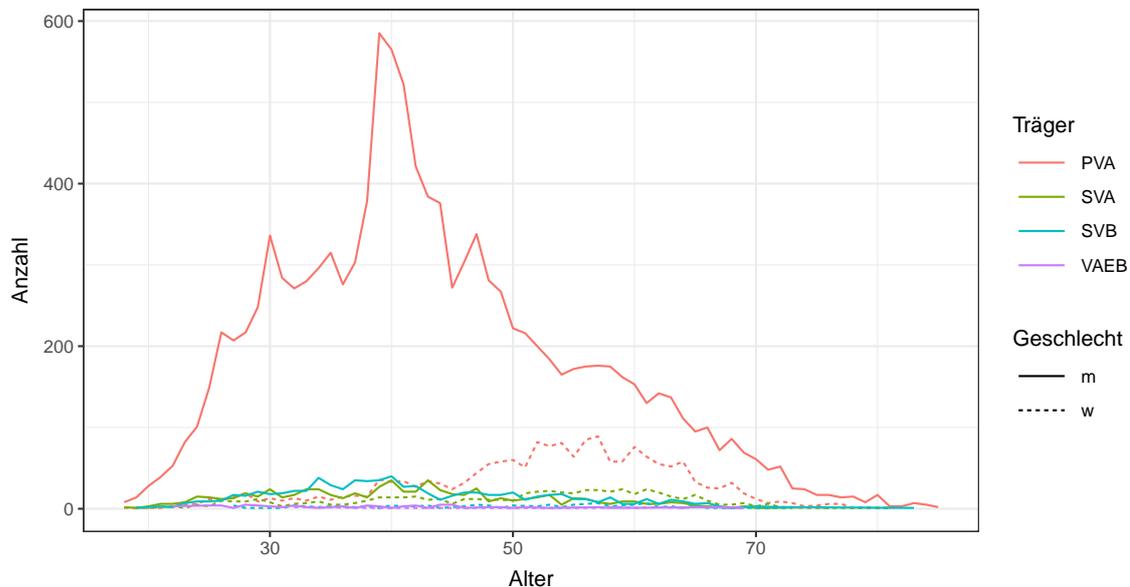
Gemäß § 264 Abs.2 ASVG kann bei ausreichendem eigenem Einkommen des Hinterbliebenen die Höhe der Witwen(r)pension bis auf 0 reduziert werden. Dies betrifft vornehmlich Männer im Erwerbsalter, wogegen der Effekt bei Frauen insgesamt untergeordnet ist. Folgende Konstellationen sind dabei besonders zu beachten:

- In den ASVG-Daten zu den Ständen, Zugängen und Todesfällen der Witwenpensionen sind nur Personen enthalten, die tatsächlich eine Witwenpension nach ASVG beziehen. Wird die Höhe der Pension auf 0 reduziert, besteht der Anspruch auf Hinterbliebenenpension also nur dem Grunde,

nicht aber der Höhe nach, so wird die Person nicht als Bezieher einer Witwer- oder Witwenpension in der Statistik geführt.

Diese Witwer sind allerdings im Zuerkennungszeitpunkt (Ableben des Partners) in den Datenbanken geführt, sodass Aussagen über die Altersverteilung der Witwen mit Höhe 0 getätigt werden können [36], auch wenn sie nicht in die Bestands- und Ausscheidzahlen der Witwenpensionsbezieher einbezogen werden. Jedoch ist keine Verknüpfung zur verstorbenen Person möglich.

Witwenpensionen der Höhe 0, Stand Dezember 2017



Während also die vorliegenden Daten diese Fälle der Witwen(r)pension nur "dem Grunde nach" nicht als aufrechte Witwenpension führen, wird die beobachtete Partnerwahrscheinlichkeit entsprechend modifiziert (Abschnitt 9.2.8), um auch diese Hinterbliebenenfälle miteinzubeziehen.

- Ebenso kommt es zu keiner Witwenpension in der Pensionsstatistik, wenn die Witwenpension wegen nicht erfüllter Wartezeiten (nach § 269 ASVG) durch eine Einmalzahlung abgefunden wird. Die Anzahl der abgefundenen Witwenpensionen (als Gesamtsumme) findet sich im Jahresbericht der Pensionsversicherung 2016 [6] und beträgt 726 Abfindungen im Jahr 2016 im Vergleich zu den gesamten Neuzugängen in der Witwen(r)pension (ca. 21.000 im Jahr 2016).
- Bei Wiederverheiratung einer Person mit Witwenpension wird die Pension (nach §265 ASVG) durch eine 35fache Pensionszahlung als Einmalzahlung abgefunden. Derartige Abgänge in der Witwenpension verringern einfach den Bestand (unter "Sonstige Abgänge") und werden nicht weiter beobachtet. Für manche Pensionszusagen wird jedoch die Witwenpension auch nach Wiederverheiratung lebenslange gewährt. Anzahlmäßig ist dieser Fall sehr untergeordnet mit ca. 380 Abfertigungen pro Jahr (bei einem Gesamtbestand von ca. 130.000 Witwen(r)pensionsbeziehern). Die Nichtberücksichtigung der Abfindung verzerrt die Anwartschaften auf Witwenpension damit nicht in einer relevanten Größenordnung.
- Eine ASVG-Witwenpension wird nur auf Antrag zuerkannt. Es kann zwar davon ausgegangen werden, dass ein Großteil der Witwen sicherheitshalber eine Witwenpension beantragt, es ist jedoch nicht ausgeschlossen, dass sich Witwen(r) mit hohem Eigenverdienst der Tatsache bewusst sind, dass sie keine Witwen(r)pension ausbezahlt bekommen werden, und daher den Antrag gar nicht stellen.

### 9.2.3 FORMELN DER HERLEITUNG

Es sei  $W_{x,y}^J$  die Anzahl der durch den Tod eines  $x$ -jährigen im Jahr (oder den Jahren)  $J$  verursachten Witwen im Alter  $y$ . Dementsprechend sei  $T_{x,-}^J$  die Anzahl der Todesfälle an  $x$ -jährigen im Jahr  $J$  ohne

Hinterbliebene. Dann können die Hinterbliebenenwahrscheinlichkeiten und das Alter der Hinterbliebenen durch folgende Schätzer bestimmt werden:

$$\begin{aligned}
 W_x^J &= \sum_{y=0}^{\omega} W_{x,y}^J \dots && \text{Gesamtzahl an Witwen bzw. WIP-Zugängen von } x\text{-jährigen Toten im Jahr } J \\
 T_x^J &= W_x^J + T_{x,-}^J \dots && \text{Gesamtzahl an } x\text{-jährigen Toten im Jahr } J \\
 h_x^J &= \frac{W_x^J}{T_x^J} \dots && \text{Partnerwahrscheinlichkeit bei Tod eines } x\text{-jährigen im Jahr } J \\
 y(x) &= \frac{\sum_{y=0}^{\omega} y \cdot W_{x,y}^J}{W_x^J} \dots && \text{Durchschnittliches Witwenalter bei Tod eines } x\text{-jährigen im Jahr } J
 \end{aligned}$$

Bei diesem Zugang wird streng genommen nicht die Anzahl der Todesfälle benutzt, sondern pro Witwenzugang ein Todesfall angenommen. Für die Ehepartnerwahrscheinlichkeit der Gesamtbevölkerung ist diese Annahmen durchaus korrekt, für ASVG-Witwenpensionen hingegen wird dabei vernachlässigt, dass auch geschiedene Ehepartner bis zu ihrer Wiederverheiratung unter bestimmten Bedingungen (v.a. Unterhaltspflicht des Verstorbenen) Anspruch auf Witwenpension haben und daher ein Todesfall mehrere ASVG-Witwenpensionen hervorrufen kann. Insofern wird bei Zählung sämtlicher Witwen und der Annahme, dass jede neue Witwe durch einen eigenen Todesfall verursacht ist, die Zahl der Todesfälle leicht überschätzt und die Partnerwahrscheinlichkeit damit leicht unterschätzt.

Die Witwenauswertungen zu PVA-Witwenpensionen beinhalten bereits die mittleren Hinterbliebenenwahrscheinlichkeiten pro Kalenderjahr, die dann entsprechend der Witwenzugänge der Jahre gewichtet gemittelt werden müssen. Ebenso enthalten die PVA-Daten die Witwenzugänge nicht nach dem Alter der verstorbenen und der hinterbliebenen Person gleichzeitig aufgeschlüsselt, sondern nur summiert nach dem Alter der Witwe und nach dem Alter des Verstorbenen ( $W_x^J$ ). Die Anzahl der Todesfälle und der Witwen sind in den Bevölkerungsdaten der Statistik Austria vollständig vorhanden, bei den PVA-Witwen muss hingegen die Zahl der Todesfälle der Aktiven approximiert werden (siehe Abschnitt 9.2.6).

Die resultierenden Rohtafeln für die Größen  $h_x$  und  $y(x)$  werden pro Kalenderjahr sowie pro Kalenderdekade bestimmt und anschließend mittels dem Ausgleichsverfahren von Whittaker-Henderson geglättet (gewichtet nach der Anzahl der Todesfälle).

## 9.2.4 ZEITPERIODE ZUR HERLEITUNG

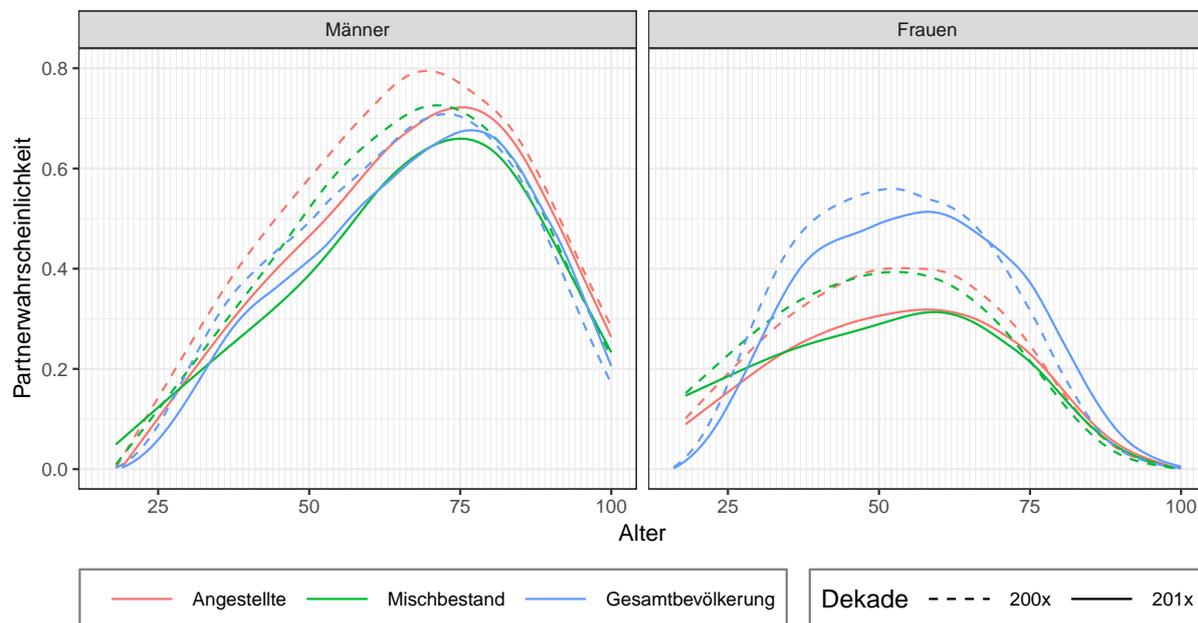
Wie später im Abschnitt 9.4 deutlich wird, weisen die Partnerwahrscheinlichkeiten  $h_x$  eine starke zeitliche Entwicklung auf. Während bei Altern unter 70 Jahren die Partnerwahrscheinlichkeit aufgrund der stark zurückgehenden Eheschließungsrate und der immer weiter steigenden Alter bei Eheschließung stark zurückgehen, kommt bei Altern über 75 Jahren die deutliche Sterblichkeitsverbesserung bei hohen Altern zum Tragen, wodurch die Partnerwahrscheinlichkeiten in diesen Altersbereichen drastisch zunehmen.

Aus diesem Grund darf für die Herleitung der  $h_x$  nicht zu weit in die Vergangenheit zurück gegangen werden. Insbesondere bietet sich die Ableitung aus den Werten der Jahre 2012–2017 an, da die benötigten Anzahlen der Pflichtversicherten erst seit 2012 zur Verfügung stehen. Ein längerer Zeithorizont in die Vergangenheit scheint wegen der Zeitlichen Entwicklung ohnehin nicht nötig oder erwünscht.

## 9.2.5 PARTNERWAHRSCHEINLICHKEITEN DER PENSIONISTENTODESFÄLLE

Direkt aus den Daten der Pensionsstatistik lassen sich die Partnerwahrscheinlichkeiten der Pensionistentodesfälle ableiten, die seit 2000 vorliegen (für die Ableitung werden letztlich nur die Werte ab 2012 herangezogen):

### Partnerwahrscheinlichkeit der ASVG-Pensionisten im Tod



Die zum Vergleich ebenfalls dargestellte Ehwahrscheinlichkeit im Tod der österreichischen Gesamtbevölkerung wird im Abschnitt 9.5 näher diskutiert. Hier sei lediglich gesagt, dass bei der Gesamtbevölkerung nur im Todeszeitpunkt aufrechte Ehen (ohne weitere Voraussetzungen) gezählt werden.

Der Vergleich der PVA-Pensionistenwahrscheinlichkeiten mit der Gesamtbevölkerung zeigt einige interessante Details:

- Die Partnerwahrscheinlichkeit der Gesamtbevölkerung (nur aufrechte Ehen) stimmt erstaunlich gut mit jener des Mischbestandes überein, obwohl in den PVA-Witwenzugängen auch noch Witwenpensionen durch unterhaltspflichtige Geschiedene enthalten und Abfindungen wegen nicht erfüllter Wartezeiten nicht berücksichtigt sind. Allerdings ist unter den Alterspensionisten der Anteil an geschiedenen und unterhaltspflichtigen Personen am geringsten, und die Wartezeit wird in fast allen Fällen erfüllt sein (geringe Heiratswahrscheinlichkeit).
- Bei den Frauen zeigt sich im Vergleich zur Bevölkerung eine um ca. 40% niedrigere Partnerwahrscheinlichkeit. Dies dürfte auf die Witwerfälle zurückzuführen sein, deren Anspruch nur dem Grunde, nicht jedoch der Höhe nach besteht (die also formal eine Witwenpension zuerkannt bekommen, deren Höhe jedoch mit 0 berechnet wird).
- Sowohl bei den Männern als auch bei den Frauen zeigt sich im Vergleich der Dekade 200x mit der Dekade 201x, dass der Peak der Wahrscheinlichkeitsdichte um ca. 5-10% abnimmt und sich um 5-10 Jahre zu höheren Altern verschiebt.

Vor allem die gute Kongruenz mit der Gesamtbevölkerung wird im Folgenden herangezogen werden, um die Partnerwahrscheinlichkeit der Frauen entsprechend zu korrigieren.

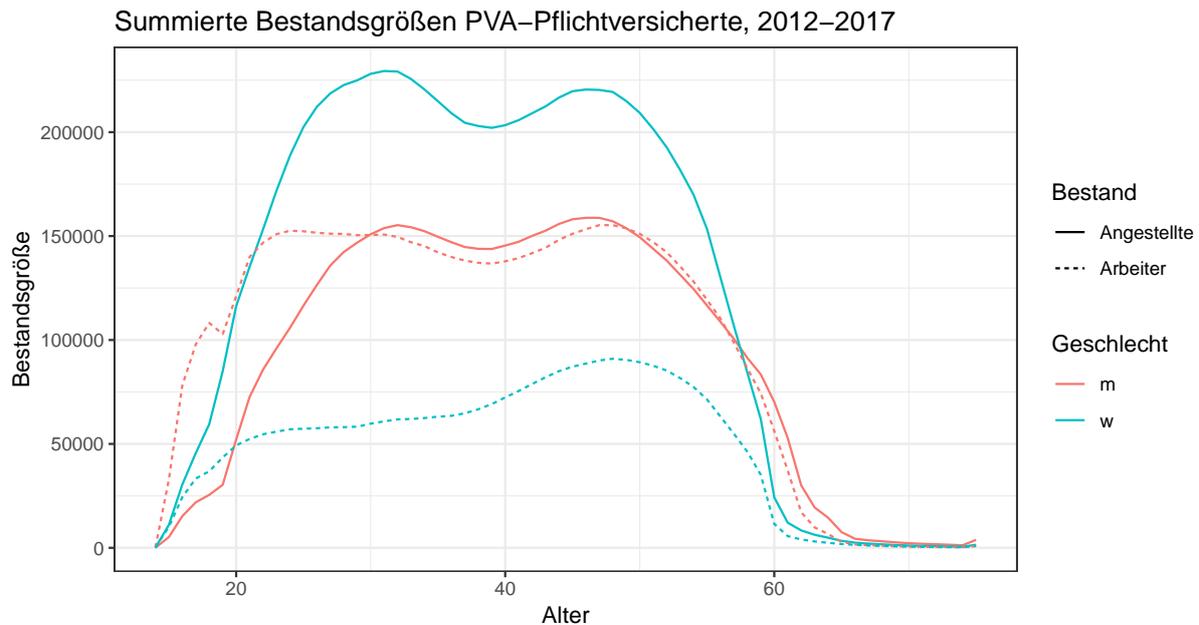
Die hier betrachteten Pensionisten-Partnerwahrscheinlichkeiten decken den Altersbereich ab ca. 60 Jahren gut ab, darunter ist eine nicht unbeträchtliche Anzahl an WIP-Zuerkennungen nach Aktivität, die ebenfalls berücksichtigt werden muss.

## 9.2.6 PARTNERWAHRSCHEINLICHKEITEN DER AKTIVENTODESFÄLLE

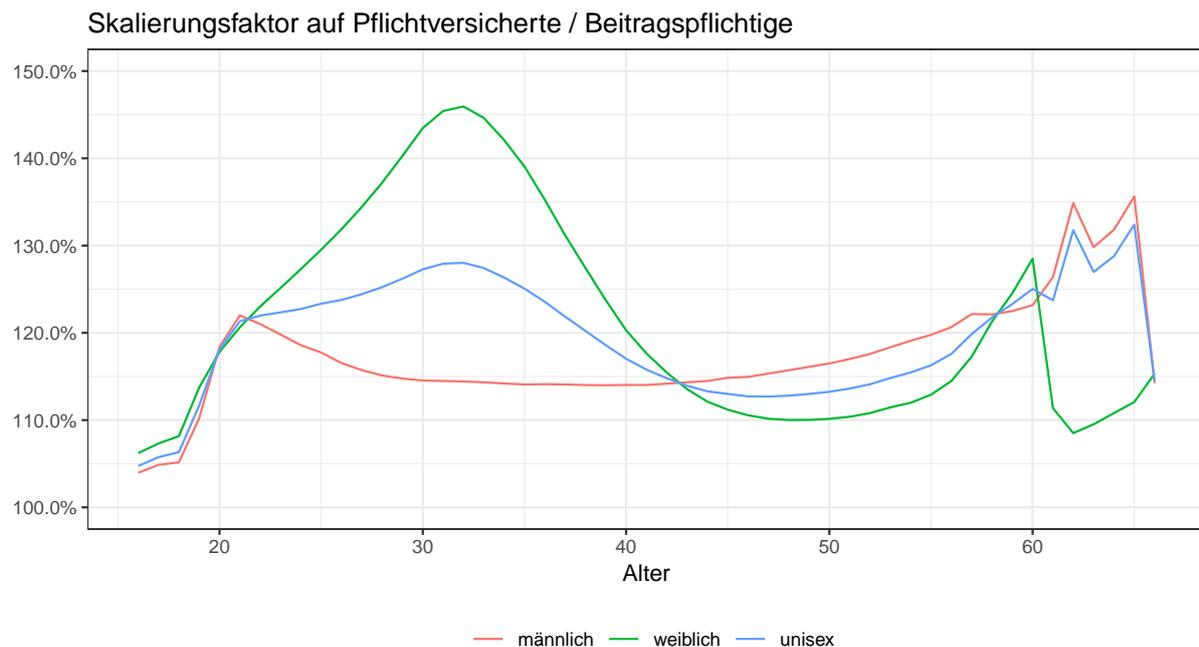
Wie oben ausgeführt liegen zwar die WIP-Zugänge aus Todesfällen von aktiven Pensionsversicherten vor, jedoch ist deren Grundgesamtheit nicht einfach zu erfassen. Als Basis für die Näherung dient daher die

Anzahl der Pflichtversicherten (=Beitragspflichtigen) der PVA. Die dabei noch fehlenden Sozialleistungsempfänger sowie Personen aus anderen Pensionsversicherungsträgern, die dennoch bei der PVA als Angestellte oder Arbeiter bereits einen entsprechenden Anspruch erworben haben, sollen durch einen pauschalen Faktor erfasst werden. Um daraus die nötige Anzahl der Aktivtoten zu erhalten, wird die im Kapitel 5 abgeleitete Aktivensterblichkeit der Tafel AVÖ 2018-P auf diese Grundgesamtheit angewendet.

Die aggregierte Bestandsgröße der Pflichtversicherten (in Jahren) des betrachteten Intervalls verteilt sich folgendermaßen auf die Bestände und Geschlechter:

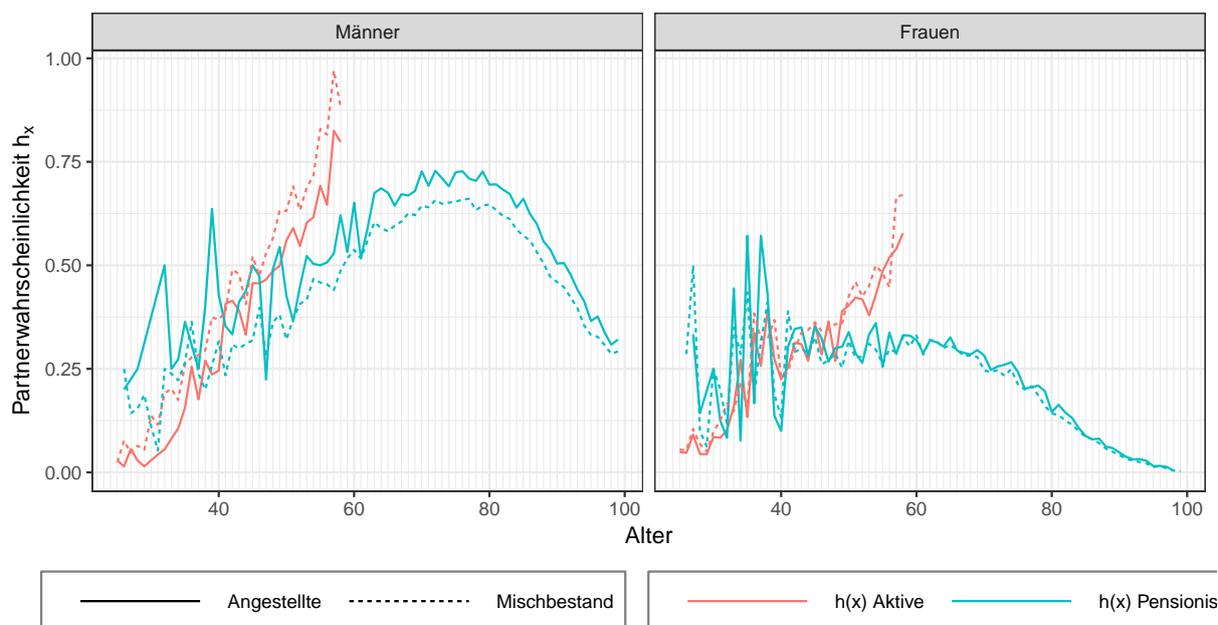


Darauf wird nun der bereits bei der Ableitung der Invalidisierungswahrscheinlichkeiten hergeleitete Faktor zur Einbeziehung der Sozialleistungsempfänger (v.a. Arbeitslose sowie Empfänger(innen) von Wochen- und Kinderbetreuungsgeld) angewendet.



Mit den auf diese Weise approximierten Todesfällen der Aktiven und den Witwen(r)zugängen nach Aktivität lässt sich nun die rohe Partnerwahrscheinlichkeit der Aktiven schätzen. Ab einem Alter von ca. 55 Jahren, in dem eine vorzeitige Pensionierung zahlenmäßig nicht mehr vernachlässigbar ist, werden die Partnerwahrscheinlichkeiten der Aktivtoten leicht überschätzt. Die Partnerwahrscheinlichkeit der Aktiven ist in diesem Altersbereich daher nur bedingt aussagekräftig, in Summe mit den Pensionistentodesfällen kann jedoch die Partnerwahrscheinlichkeit dennoch plausibel abgeleitet werden.

### Partnerwahrscheinlichkeit der PVA-Pensionsversicherten

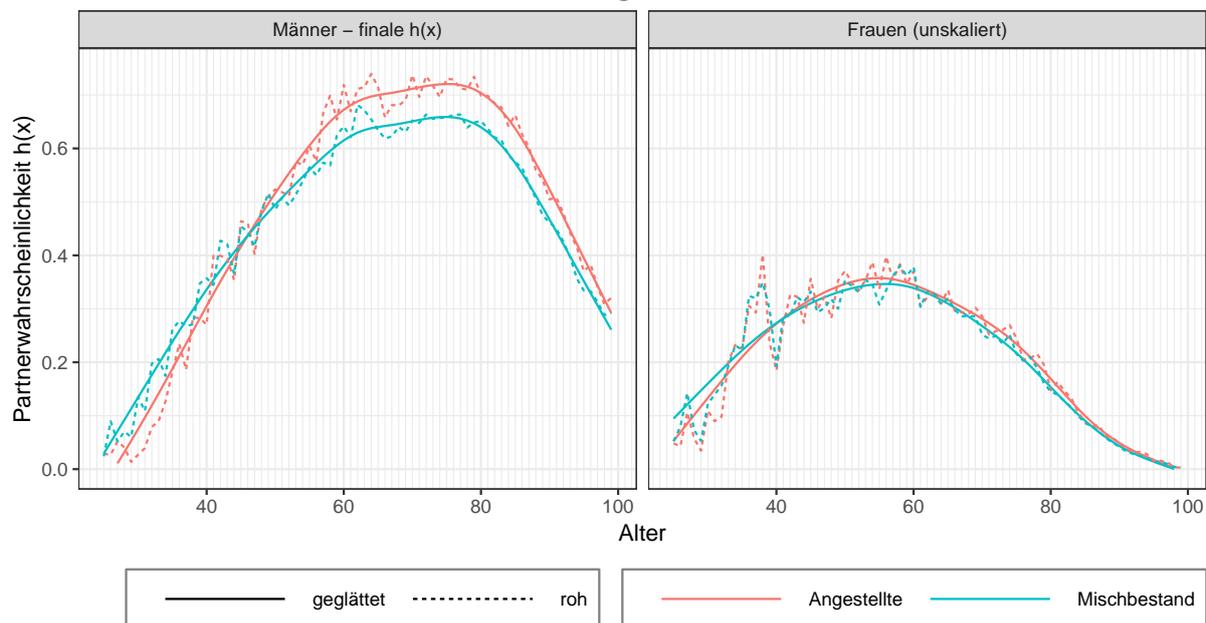


Auch wenn die rohen Wahrscheinlichkeiten scheinbar starke Schwankungen aufweisen, liegt dies vor allem an der geringen Zahl an Todesfällen in den entsprechenden Altersbereichen (für Pensionisten bei Altern unter 40 Jahren und für Aktive ab dem Alter ca. 55). Bei Aggregation der Aktivtoten und der toten Pensionisten verschwindet dieser Effekt, da die entsprechend andere Gruppe einen ausreichend großen Bestand und entsprechende Todesfälle aufweist.

## 9.2.7 PARTNERWAHRSCHEINLICHKEITEN GESAMT

Durch Zusammenfassung der Grundgesamtheiten der Todesfälle und der daraus resultierenden Witwen(r)pensionsbezieher ergibt sich die rohe Partnerwahrscheinlichkeit im Todeszeitpunkt, die für Männer direkt in der Tafel AVÖ 2018-P zur Anwendung kommt.

### Partnerwahrscheinlichkeit im Tod des gesamten PVA-Bestands



Das deutlich niedrigere Niveau der  $h_y$  der Frauen im Vergleich zu den Witwenwahrscheinlichkeiten  $h_x$  der Männer ist hauptsächlich auf die Problematik des Entfalls der Witwenpension bei ausreichend hohem Eigenverdienst oder -pension zurückzuführen, welche im folgenden Abschnitt behandelt werden soll.

## 9.2.8 HANDHABUNG DER ASVG-WITWERPENSIONEN DER HÖHE 0

Um das oben beschriebene Problem der Witwerpensionen zu beheben, die nur dem Grund nach existieren und daher in den Statistiken der Pensionsversicherungsanstalt nicht als Witwerpension beobachtet werden, sollen die Partnerwahrscheinlichkeiten  $h_y$  der Frauen im Vergleich mit den Männern und der Gesamtbevölkerung aufskaliert werden. Im Vergleich der  $h_x$  der Arbeiter, Angestellten und des Mischbestandes fällt auf, dass die Angestellten deutlich höhere  $h_x$  als die Gesamtbevölkerung, die Arbeiter deutlich niedrigere  $h_x$  und der gesamte Mischbestand der PVA in etwa auf dem Niveau der Gesamtbevölkerung liegt. Das allgemeine Niveau der Partnerwahrscheinlichkeiten  $h_y$  der Frauen liegt erwartungsgemäß deutlich niedriger als die Gesamtbevölkerung. Auffällig ist, dass der Unterschied zwischen Arbeiterinnen und Angestellten etwas geringer ist als bei den Männern.

Vergleicht man nun in Abbildung 9.1 das beobachtete Niveau der Partnerwahrscheinlichkeiten der Männer und der Frauen mit der Gesamtbevölkerung, fällt auf, dass das Niveau der Frauen ein ähnliches Altersprofil aufweist, jedoch in etwa mit einem Faktor von 60% gestaucht ist. Aus aktuarieller Sicht ist die Niveau-Einordnung der Männer (Angestellte höher, Mischbestand in etwa bei der Gesamtbevölkerung) durchaus auch für Frauen plausibel. Ebenso gibt es keine überzeugenden Argumente, weshalb sich das allgemeine Verhältnis der ASVG-Frauen im Vergleich zur Gesamtbevölkerung deutlich verschiedenen zu jenem der Männer verhalten sollte. Da bei den Frauen das Niveau des Gesamtbestandes in etwa 60% der Gesamtbevölkerung ausmacht, werden die  $h_y$  entsprechend von 60% auf 100% aufskaliert, um die Witwerpensionen der Höhe 0, über die keine detaillierten Aufzeichnungen im Moment der Zuerkennung existieren, zu berücksichtigen. Damit bleiben die relativen Unterschiede zwischen angestellten Frauen, Arbeiterinnen und dem Mischbestand erhalten.

Die resultierenden Partnerwahrscheinlichkeiten  $h_y$  für Frauen stellen sich damit wie in Abbildung 9.2 gezeigt dar und werden als Partnerwahrscheinlichkeit der Tafel AVÖ 2018-P herangezogen.

**Verhältnis Partnerwahrscheinlichkeit PVA–Todesfälle zur Gesamtbevölkerung**

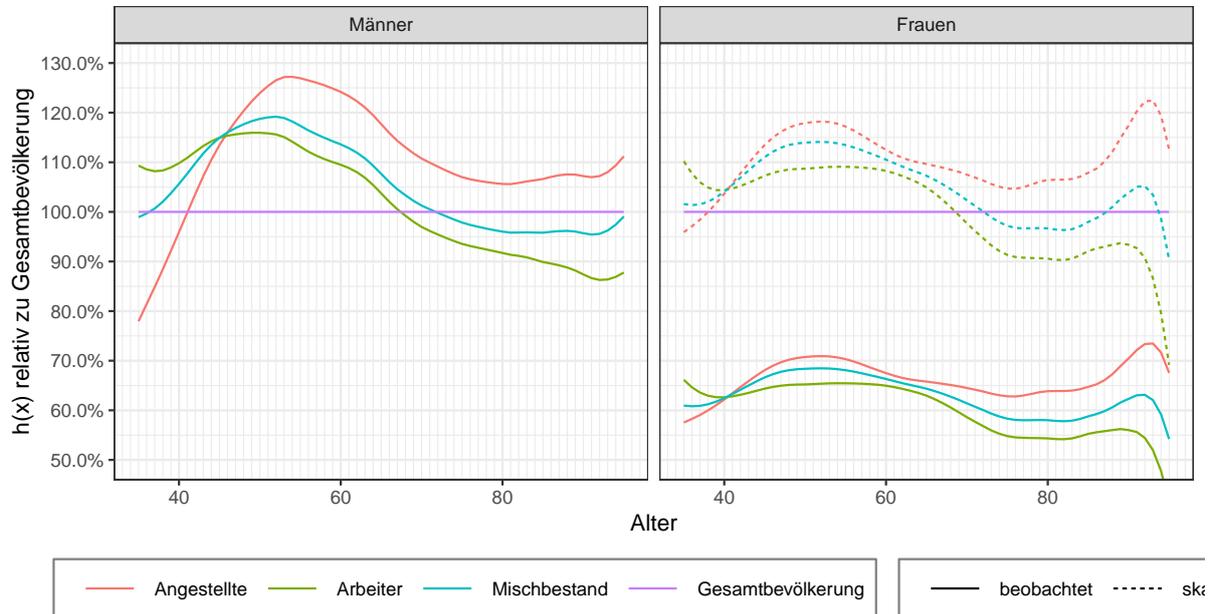


Abbildung 9.1: Vergleich der Partnerwahrscheinlichkeit mit Gesamtbevölkerung und Umskalierung der ASVG-Partnerwahrscheinlichkeiten der Frauen

**$h_y$  Frauen nach Modifikation, Angestellte**

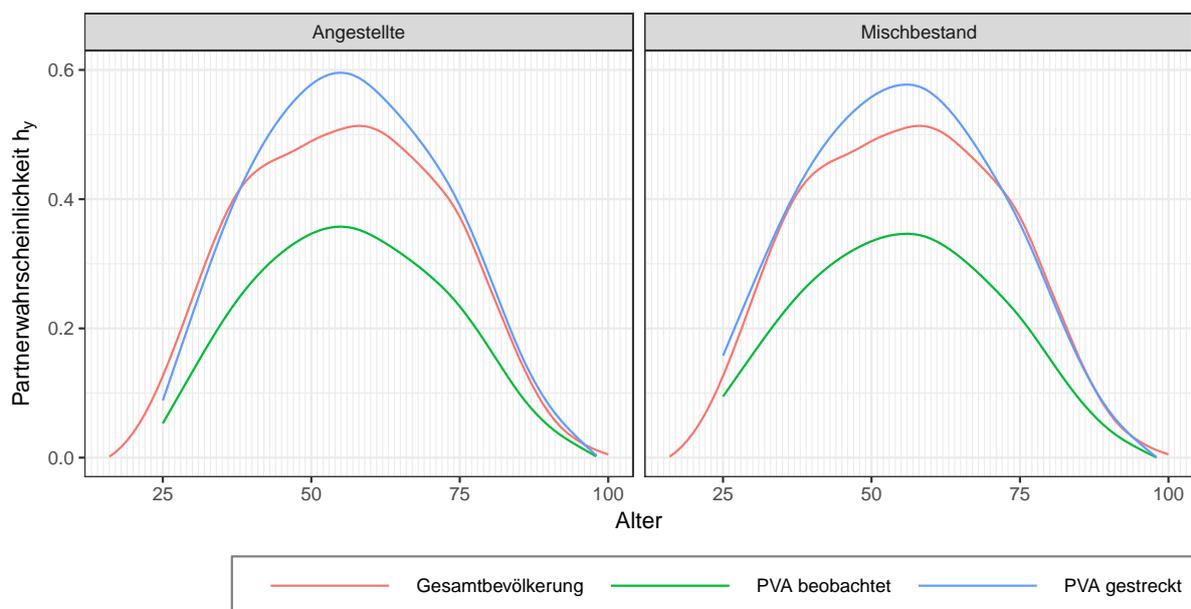


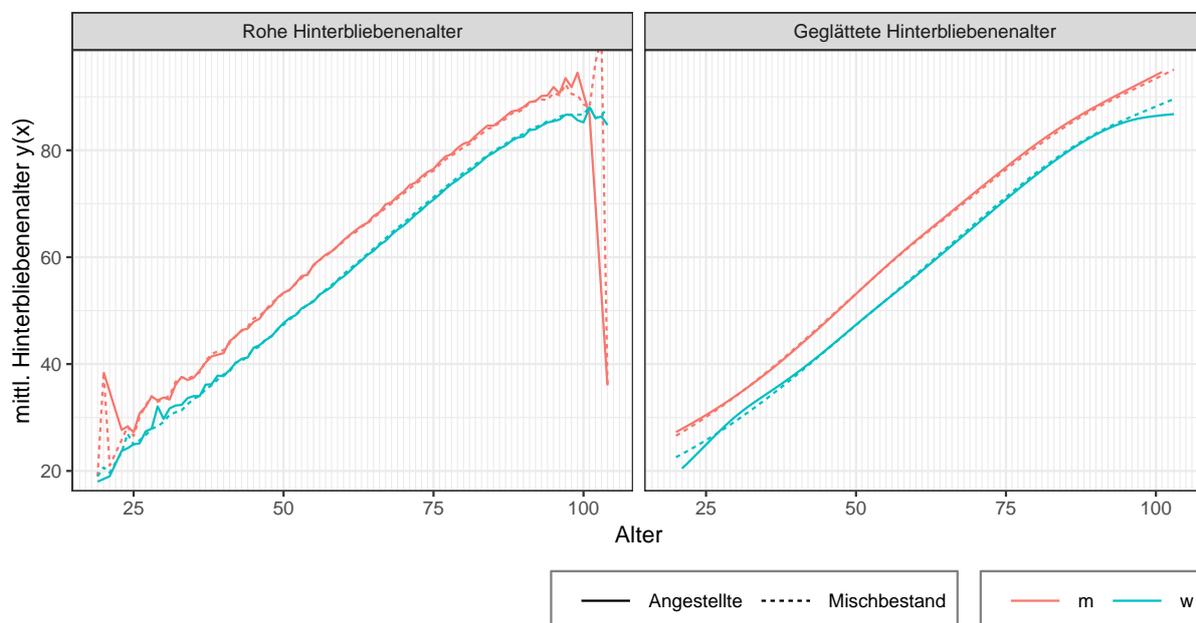
Abbildung 9.2: Partnerwahrscheinlichkeiten der Frauen nach Umskalierung

## 9.3 HERLEITUNG DER MITTLEREN HINTERBLIEBENENALTER

In den vorliegenden Daten zu ASVG-Witwenzugängen der PVA (getrennt nach Arbeitern und Angestellten) [35] liegen neben den Zugangszahlen nach Alter der verstorbenen und nach dem Alter der hinterbliebenen Person auch die entsprechenden mittleren Witwenalter sämtlicher Witwenpensionszugänge der Jahre 2000–2017 vor, getrennt nach Alter und Geschlecht des verstorbenen Partners. Wie bei den Pensionistenpartnerwahrscheinlichkeiten kann damit direkt durch Mittlung und nachfolgender Glättung der Daten das mittlere Hinterbliebenenalter in Abhängigkeit vom Alter des verstorbenen Partners abgeleitet werden.

Abgesehen von einzelnen Ausreißern in den Randbereichen (z.B. ein einziger Todesfall im Beobachtungszeitraum im Alter 104 mit einer hinterbliebenen Witwe im Alter 36 oder zwei Todesfälle im Alter von 20 mit relativ alten Witwen) ist der Verlauf sehr glatt. Angestellte und Arbeiter (bzw. Mischbestand) liegen sehr knapp beisammen, sodass sich fast keine Unterschiede in den resultierenden Tafeln ergeben.

**Mittlere Hinterbliebenenalter der Todesfälle der PVA**

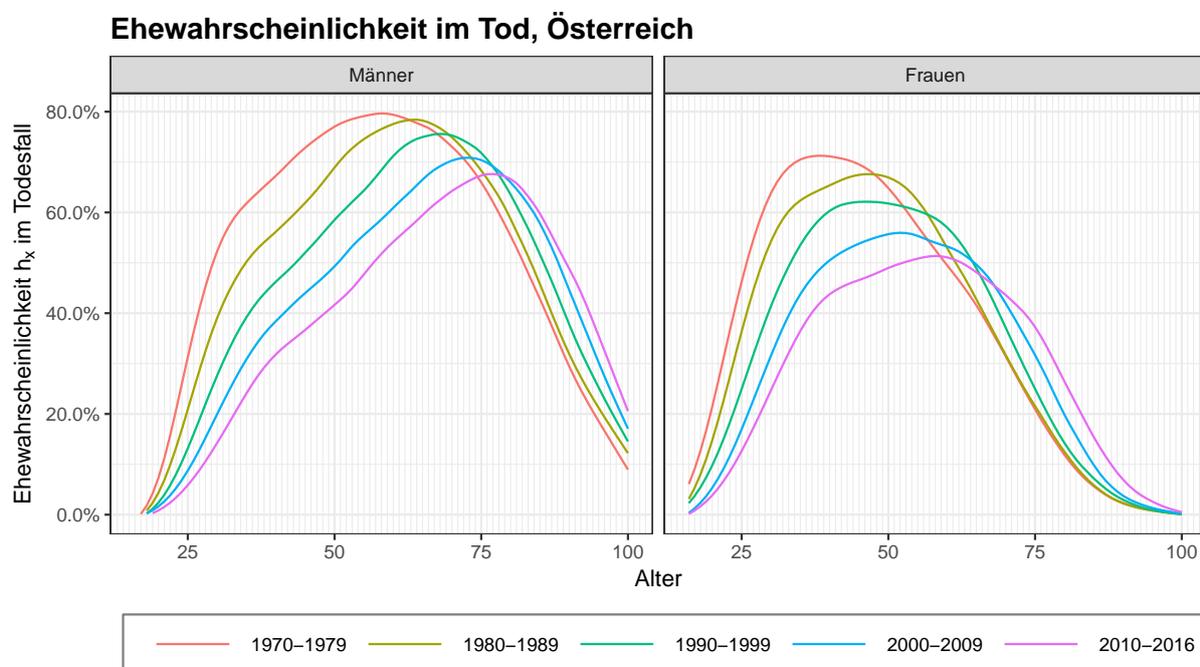


## 9.4 ZEITLICHE ENTWICKLUNG DER PARTNERWAHRSCHEINLICHKEITEN IM TODESZEITPUNKT

Das größte Problem bei der Festsetzung der Partnerwahrscheinlichkeiten der Tafel AVÖ 2018-P ist die bei der Untersuchung der österreichischen Gesamtbevölkerung (siehe Abschnitt 9.5) festgestellte dramatische zeitliche Komponente der Partnerwahrscheinlichkeiten.

Aus den für die Gesamtbevölkerung für die Jahre von 1970–2016 zur Verfügung stehenden Zahlen [41] der Todesfälle und den daraus resultierenden Hinterbliebenen nach den Altern der verstorbenen und der hinterbliebenen Person wurden rohe Ehepartnerwahrscheinlichkeiten der Gesamtbevölkerung für jedes Jahr und für jede Dekade der Beobachtung hergeleitet. Diese Wahrscheinlichkeiten beschreiben im Gegensatz zu den ASVG-Witwen nur die Wahrscheinlichkeit, dass im Todeszeitpunkt eine aufrechte Ehe besteht, ignorieren also insbesondere sämtliche Unterhaltspflichten an Geschiedene, erfassen jedoch auch Hinterbliebene, bei denen die Wartefrist nach ASVG noch nicht erfüllt wäre.

Die zeitliche Abhängigkeit ist zwar bereits aus den jährlichen Rohdaten überwältigend festzustellen. Um die Darstellung übersichtlicher zu gestalten, werden im folgenden jedoch sämtliche Todesfälle jeweils einer ganzen Kalenderdekade (1970-79, 1980-89, 1990-99, 2000-09, 2010-16) aggregiert und die Partnerwahrscheinlichkeit und das durchschnittliche Alter des hinterbliebenen Partners pro Kalenderdekade bestimmt.



Man sieht sehr schön die strukturelle Verschiebung der Partnerwahrscheinlichkeiten über die Zeit. Insbesondere ist die Form der Kurve für alle Dekaden ähnlich, es verschiebt sich jedoch der Peak und das Maximum der  $h_x$ .

Die Gründe für die Entwicklung der Partnerwahrscheinlichkeit sind bei den Altern unter 70 Jahren die in der Vergangenheit deutlich zurückgehenden Eheschließungszahlen (auch wenn die Gesamtzahl an Ehen in den letzten Jahren wieder zunimmt) und die steigende Zahl an alternativen Lebensformen (v.a. Lebenspartnerschaften ohne formelles Ehebündnis). Ebenso steigt bei den Heiratenden das Alter bei Eheschließung immer weiter<sup>1</sup>. Beides führt zu einem deutlich Rückgang der Partnerwahrscheinlichkeiten in diesen Alterssegmenten, der in einem tatsächlichen Wandel in der Gesellschaftsstruktur begründet liegt.

Die steigende Partnerwahrscheinlichkeit für Alter über 75 Jahren hingegen ist vor allem auf die deutliche Sterblichkeitsverbesserung der letzten Jahrzehnte zurückzuführen, die vor allem höhere Alter betroffen hat. Dadurch bleiben auch Partner in ähnlichem Alter länger am Leben und sind damit potentielle Witwen. Damit ist die Zunahme im Gegensatz zu den jungen Altern nicht auf eine gesellschaftliche Veränderung zurückzuführen, dass die Alten mit veränderter Wahrscheinlichkeit überhaupt jemals verheiratet waren, sondern größtenteils darauf, dass der Partner eben länger lebt. Diese Begründung ist auch konsistent mit der zeitlichen Entwicklung der Hinterbliebenenalter bei Witwenzugang.

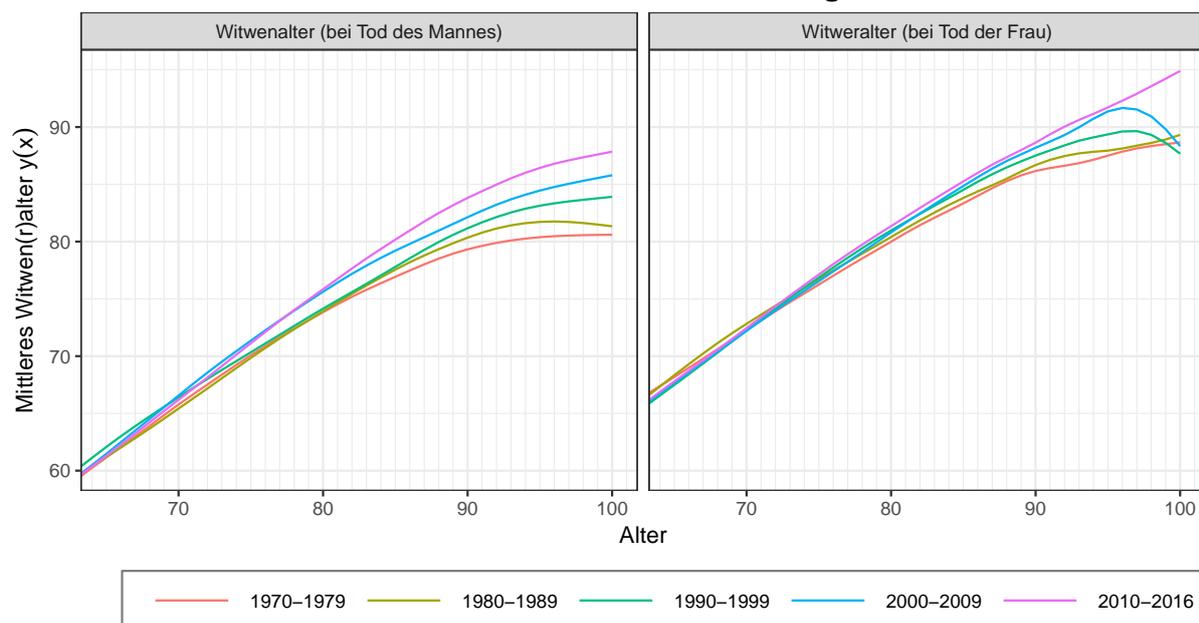
Allerdings stellt sich damit die Frage, ob die Verschiebung zu höheren Altern und insbesondere das Absinken der Partnerwahrscheinlichkeiten bei Altern unter 60 Jahren nur ein temporärer Effekt ist, da die österreichische Bevölkerung zwar nicht mehr in sehr jungen Jahren heiratet, aber dies eventuell einige Jahre später nachholt, sodass in Zukunft die Partnerwahrscheinlichkeit bei höheren Altern nicht signifikant abnehmen wird? Oder sinkt die Wahrscheinlichkeit, irgendwann im Leben zu heiraten, insgesamt so stark ab wie bei jüngeren Altern aktuell beobachtet werden kann und verbleibt auf dem niedrigen Niveau?

<sup>1</sup>Nach den Zahlen der Statistik Austria stieg etwa das mittlere Erstheiratsalter von 2007 bis 2017 bei den Männern von 31,6 auf 32,7 Jahre und bei den Frauen von 28,8 auf 30,4 Jahre.

Bei den mittleren Hinterbliebenenaltern ist im mittleren Altersbereich des Verstorbenen wenig bis keine zeitliche Entwicklung zu beobachten, was der oben geäußerten Vermutung entspricht, dass die Jungen mit geringerer Wahrscheinlichkeit eine Ehe eingehen, die Altersverteilung bei den Partnern jedoch ähnlich bleibt. Bei hohen Altern verschiebt sich jedoch das mittlere Hinterbliebenenalter deutlich nach oben, was durch die Sterblichkeitsverbesserung der hohen Alter bei ähnlicher Familienstandsstruktur erklärt werden kann.

Aufgrund der geringen Anzahl an Witwern sind die Witwenalter  $x(y)$  deutlich schwankender und weniger signifikant. Bei den Witwenaltern zeigt sich ab dem Alter 70 der Sterblichkeitsverbesserung entsprechend eine Verschiebung der Hinterbliebenenalter um bis zu 8 Jahre nach oben in den letzten 45 Jahren.

### Mittleres Hinterbliebenenalter der Gesamtbevölkerung Österreichs



#### 9.4.1 KÜNFTIGE ENTWICKLUNG DER PARTNERWAHRSCHEINLICHKEITEN DER GESAMTBEVÖLKERUNG (MODELLRECHNUNG)

Angesichts der deutlichen zeitlichen Verschiebung der Partnerwahrscheinlichkeiten zu immer höheren Altern stellt sich die Frage, ob und wie weit sich dieser Effekt auch in Zukunft noch fortsetzen kann.

Es liegen von der Statistik Austria zwar für die Jahre 1970–2016 die Anzahl der Verstorbenen im Alter  $x$  und die zugehörige Anzahl der neuen Witwen im Alter  $y$  sowie die Todesfälle ohne Hinterbliebene vor. Um die Witwenfälle in die Zukunft projizieren zu können wären jedoch die Bestände der aktuell lebenden Bevölkerung im Familienstand "verheiratet" – jeweils nach dem Alter des Mannes und der Frau – sowie die Heirats- und Scheidungsraten nach den Altern der beiden Partner nötig. Damit könnte aus dem aktuellen Bevölkerungsstand anhand der Sterblichkeiten der einzelnen Ehepartner die Partnerwahrscheinlichkeit im Todeszeitpunkt in die Zukunft projiziert werden. Da jedoch weder die Bestände der Lebenden nach Familienstand und Alter des Partners noch die Zu- und Abgänge durch Eheschließung oder Scheidung bekannt sind, kann nur ein vereinfachtes Modell zur Projektion angewendet werden, um die Todes- und Witwenfälle zumindest für höhere Alter in die Zukunft zu projizieren. Insbesondere müssen die neuen Eheschließungen und die Scheidungen dabei außer Acht gelassen werden, sodass dieser Zugang nur für jene Altersbereiche praktikabel ist, in denen einerseits der Zugang durch neue Eheschließungen untergeordnet ist (ab ca. 50 Jahre) sowie die Abgänge durch Tod die Abgänge durch Scheidung deutlich übersteigen (ebenfalls erst in höheren Altern).

Unter Vernachlässigung der Zugänge durch Eheschließung und der Abgänge durch Scheidung kann die Anzahl der Verheirateten (nach dem Alter der beiden Ehepartner) aus der Anzahl der Witwen approximiert und um jeweils ein Jahr in die Zukunft fortgeschrieben werden. Eine der zugrunde liegenden Grundannahmen ist, dass die Sterblichkeit des Mannes / der Frau unabhängig vom Alter des Partners und dessen Sterblichkeit ist. Mit der Notation aus Abschnitt 9.2.3 kann dies folgendermaßen geschehen:

$$\begin{aligned} W_{x,y}^J &= L_{x,y}^J \cdot q_x^J \\ &= L_{x-1,y-1}^{J-1} \cdot (1 - q_{x-1}^{J-1}) \cdot (1 - q_{y-1}^{J-1}) \cdot (1 - S_{x-1,y-1}^{J-1}) \cdot q_x^J \\ &= W_{x-1,y-1}^{J-1} \cdot \frac{q_x^J}{q_{x-1}^{J-1}} \cdot (1 - q_{x-1}^{J-1}) \cdot (1 - q_{y-1}^{J-1}) \cdot (1 - S_{x-1,y-1}^{J-1}) \\ T_x^J &= L_x^J \cdot q_x^J = L_{x-1}^{J-1} \cdot (1 - q_{x-1}^{J-1}) \cdot q_x^J = T_{x-1}^{J-1} \cdot \frac{q_x^J}{q_{x-1}^{J-1}} \cdot (1 - q_{x-1}^{J-1}) \end{aligned}$$

mit

- $W_{x,y}^J \dots$  Anzahl neuer Witwen im Alter  $y$  im Jahr  $J$  nach Toten im Alter  $x$
- $L_{x,y}^J \dots$  Anzahl Verheirateter im Alter  $x$  mit Partner im Alter  $y$  im Jahr  $J$
- $S_{x,y}^J \dots$  Scheidungsrate Verheirateter im Alter  $x$  mit Partner im Alter  $y$  im Jahr  $J$ , ( $= 0$  nach Annahme)
- $T_x^J \dots$  Anzahl Todesfälle  $x$ -jähriger im Jahr  $J$
- $L_x^J \dots$  Gesamtzahl Lebender (nicht unbedingt verheiratet) im Alter  $x$  im Jahr  $J$

Für die Bestimmung des Schätzers für die  $h_x^J$  sind zudem die Faktoren mit  $q_x^J$  nicht relevant. Dies ist einerseits inhaltlich klar, da die  $h_x^J$  darauf bedingen, dass die Person erst im Alter  $x$  verstorben ist. Andererseits ergibt sich dies auch direkt aus dem Schätzer:

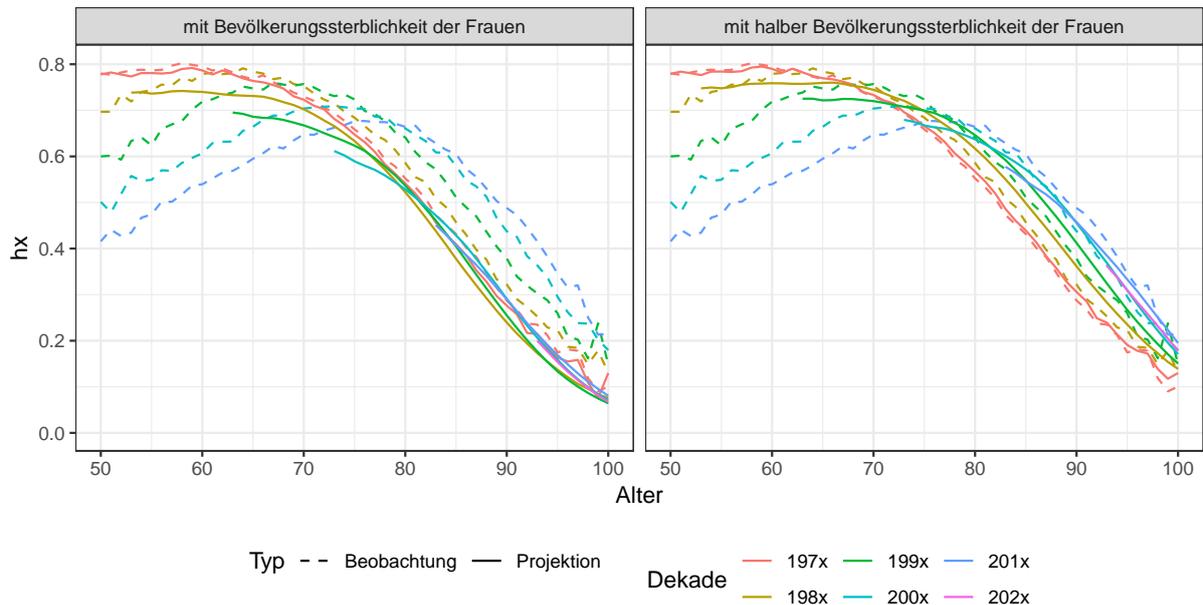
$$\hat{h}_x^J = \frac{W_x^J}{T_x^J} = \frac{\sum_{y=0}^{\omega} W_{x,y}^J}{T_x^J} = \frac{W_{x-1,y-1}^{J-1} \cdot \frac{q_x^J}{q_{x-1}^{J-1}} \cdot (1 - q_{x-1}^{J-1}) \cdot (1 - q_{y-1}^{J-1})}{T_{x-1}^{J-1} \cdot \frac{q_x^J}{q_{x-1}^{J-1}} \cdot (1 - q_{x-1}^{J-1})} = \frac{\sum_{y=0}^{\omega} W_{x-1,y-1}^{J-1} \cdot (1 - q_{y-1}^{J-1})}{T_{x-1}^{J-1}}$$

Insbesondere wird also sowohl Nenner als auch Zähler des Schätzers durch die Sterblichkeit des ersten Partners umskaliert. Dies zeigt auch, dass die  $T_x^J$  gar nicht projiziert werden müssen, es genügt, wenn die Witwenzahlen des Ausgangsjahres mit der Totenzahl skaliert werden, um die Partnerwahrscheinlichkeit durch einfache Fortschreibung der  $\tilde{W}_{x,y}^J$  zu projizieren:

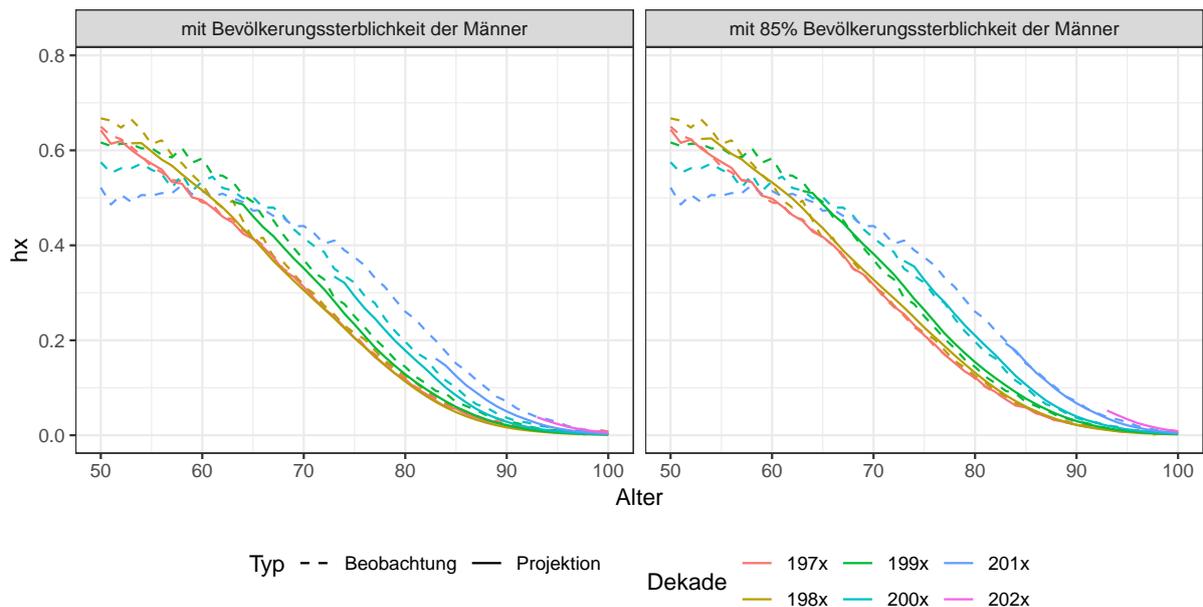
$$\begin{aligned} \tilde{W}_{x,y}^{J_0} &= W_{x,y}^{J_0} / T_x^{J_0} \\ \tilde{W}_{x,y}^J &= \tilde{W}_{x-1,y-1}^{J-1} \cdot (1 - q_{y-1}^{J-1}) \\ \hat{h}_x^J &= \sum_{y=0}^{\omega} \tilde{W}_{x,y}^J = \sum_{y=0}^{\omega} \tilde{W}_{x-1,y-1}^{J-1} \cdot (1 - q_{y-1}^{J-1}) \end{aligned} \quad (9.1)$$

Aus den auf diese Weise projizierten Witwenneuzugängen und den gesamten Toten lässt sich die Partnerwahrscheinlichkeit ca. ab dem Alter 50 in die Zukunft projizieren. In einem ersten Schritt soll dabei ausgehend von den Daten der Jahre 1970-1976 (Zentraljahr 1973) versucht werden, die tatsächlichen Beobachtungen zu reproduzieren, indem die Sterblichkeit der potentiellen Witwe bzw. des Witwers im Vergleich zur Gesamtbevölkerung modifiziert wird, um die geringere Sterblichkeit Verheirateter (siehe Abschnitt 9.5.4) und das Zugangssaldo durch Heirat und Scheidung pauschal abzubilden. Als Ausgangsterblichkeitswahrscheinlichkeit  $q_x^J$  des jeweiligen Partners kommt dabei die Sterblichkeit der Generationensterblichkeit der Gesamtbevölkerung mit dem aus der Periode 1980-2016 hergeleiteten Trend (Kapitel 10) zur Anwendung mit einem entsprechenden Skalierungsfaktor.

### Projektion $h(x)$ der Männer ab 1970

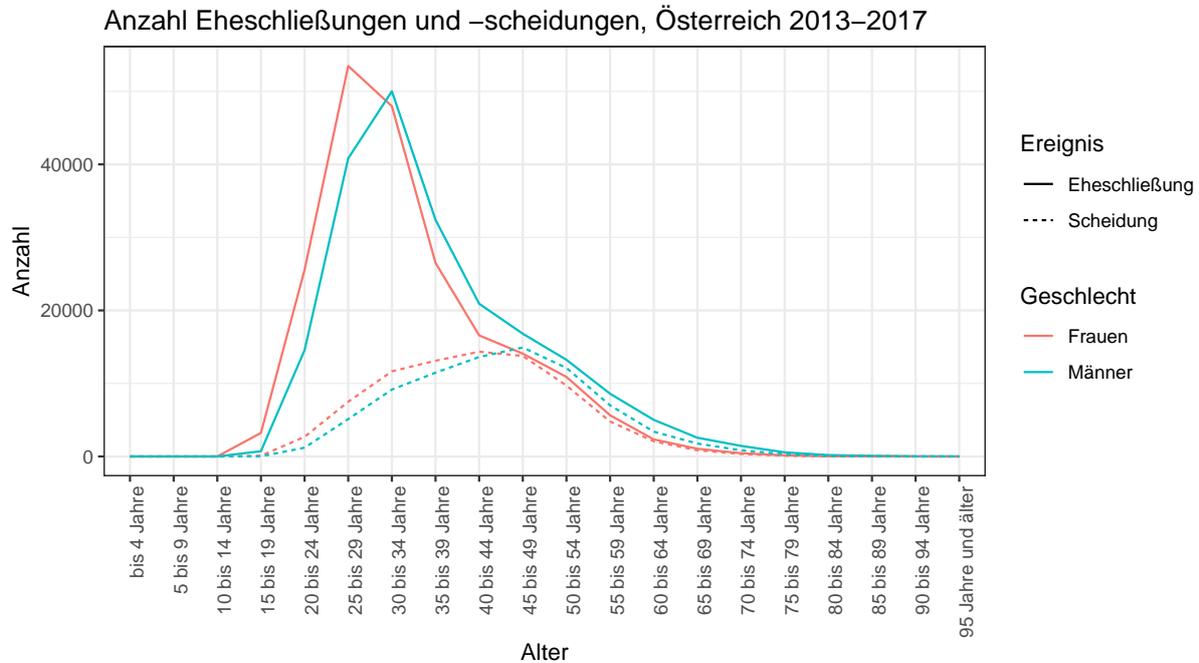


### Projektion $h(y)$ der Frauen ab 1970



Wie sich also zeigt, ergibt sich die Verschiebung der  $h_x$  vor allem aus der beobachteten, geringeren Sterblichkeit der Verheirateten im Vergleich zur Gesamtbevölkerung (vgl. Abschnitt 9.5.4). In dieser vereinfachten Modellrechnung muss für die Reproduzierung der Verschiebung der  $h_x$  die Sterblichkeit der verheirateten Männer im Vergleich zur Gesamtbevölkerung auf die Hälfte reduziert werden, während dies nur auf ein Niveau von 85% nötig ist, um die Entwicklung der  $h_y$  der Frauen zu reproduzieren. Allerdings werden in diesem einfachen Modell ausschließlich die Sterblichkeit angewendet und sowohl die Eheschließung als auch die Scheidungen völlig ignoriert. Der Reduktionsfaktor der Sterblichkeit soll daher auch diese Effekte pauschal abdecken. Insofern kann daraus keine Aussage über die tatsächliche Sterblichkeit der Verheirateten abgeleitet werden. Auch ist der angewendete Faktor für alle Alter gleich und damit für eine vertiefte Analyse viel zu grob.

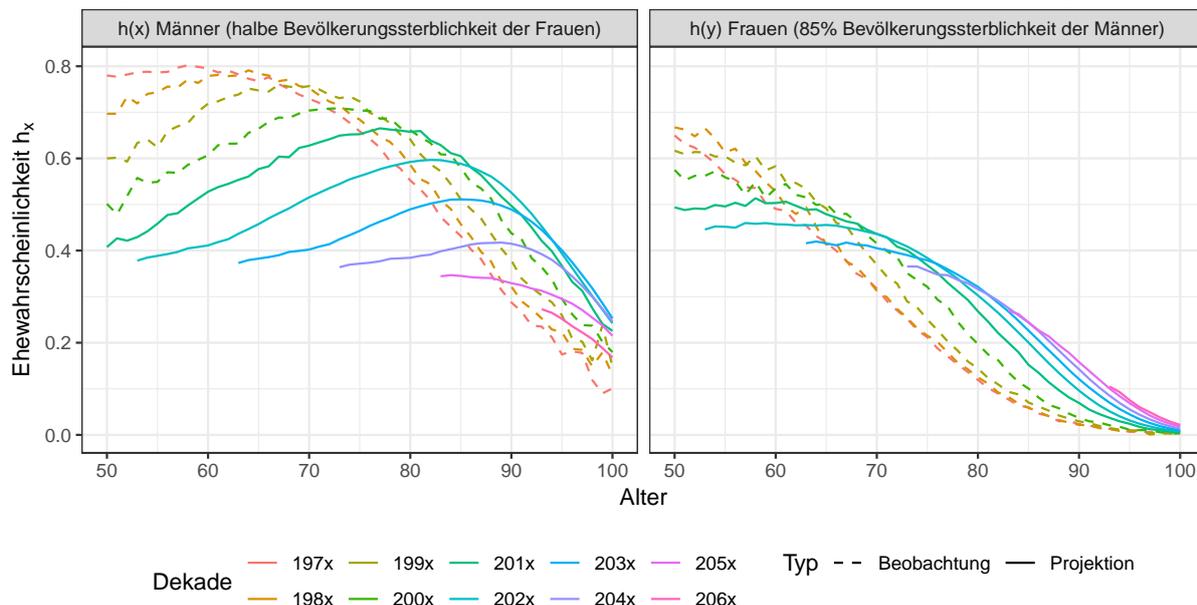
Insbesondere sind diese Ergebnisse erst für Altersbereiche aussagekräftig, in denen nur mehr sehr wenige Eheschließungen auftreten, was nach den Daten der Statistik Austria ([47, 48]) eigentlich erst ab dem Alter 65 der Fall ist. Darunter ist die Anzahl der Eheschließungen zwar deutlich geringer als im Altersbereich 30-34 Jahre, jedoch noch immer nicht zu vernachlässigen. Andererseits ist der Saldo aus neuen Eheschließungen und aus Ehescheidungen ab dem Alter 45 Jahre nur mehr geringfügig positiv, wie die Daten der Statistik Austria belegen:



Damit wird durch die Vernachlässigung der Eheschließungen und -scheidungen zwar die Gesamtzahl nicht deutlich verfälscht, jedoch ist davon auszugehen, dass die Verteilung des Alters des Ehepartners bei Eheschließungen und bei Scheidungen ab dem Alter 45 nicht kongruent ist, sodass sehr wohl eine Verschiebung im – für die Projektion der  $h_x$  auch relevanten – Witwenalter erfolgt.

Nichtsdestotrotz kann mittels dieser abgeleiteten Sterblichkeitsreduktion die beobachtete Witwenverteilung der Dekade 2010-2016 in die Zukunft projiziert werden, um eine Indikation zu erhalten, ob und in welchem Ausmaß die Verschiebung der Partnerwahrscheinlichkeiten auch in Zukunft anhalten wird. Es werden dabei ausgehend vom Zentraljahr 2013 jedes Jahr bis 2080 entsprechend den obigen Formeln aus dem Vorjahr die Stände der Witwenfälle und der Todesfälle um jeweils ein Jahr fortgesetzt. Als Ausgangspunkt dient dabei die beobachtete Witwenzahl über 7 Jahre gemittelt (Basisjahr  $\pm 3$  Jahre), um die doch deutlichen Schwankungen etwas abzumildern. Anschließend wird wieder pro Kalenderdekade der Schätzer für  $\hat{h}_x$  wie aus den beobachteten Werten bestimmt. Die einzige Größe, die dabei das Verhalten der  $\hat{h}_x$  bzw.  $\hat{h}_y$  bestimmt, ist wie in den Formeln (9.1) ersichtlich die Sterblichkeit des jeweiligen Ehepartners.

### Projektion Ehwahrscheinlichkeit im Todesfall ab 2013 für die Gesamtbevölkerung



Auch wenn die hier dargestellte Modellrechnung zur Partnerwahrscheinlichkeit nicht den Anspruch erhebt, eine genaue Prognose der  $h_x$  der Gesamtbevölkerung für die Zukunft darzustellen, gibt sie doch Hinweise, wie sich die Partnerwahrscheinlichkeit entwickeln könnte.

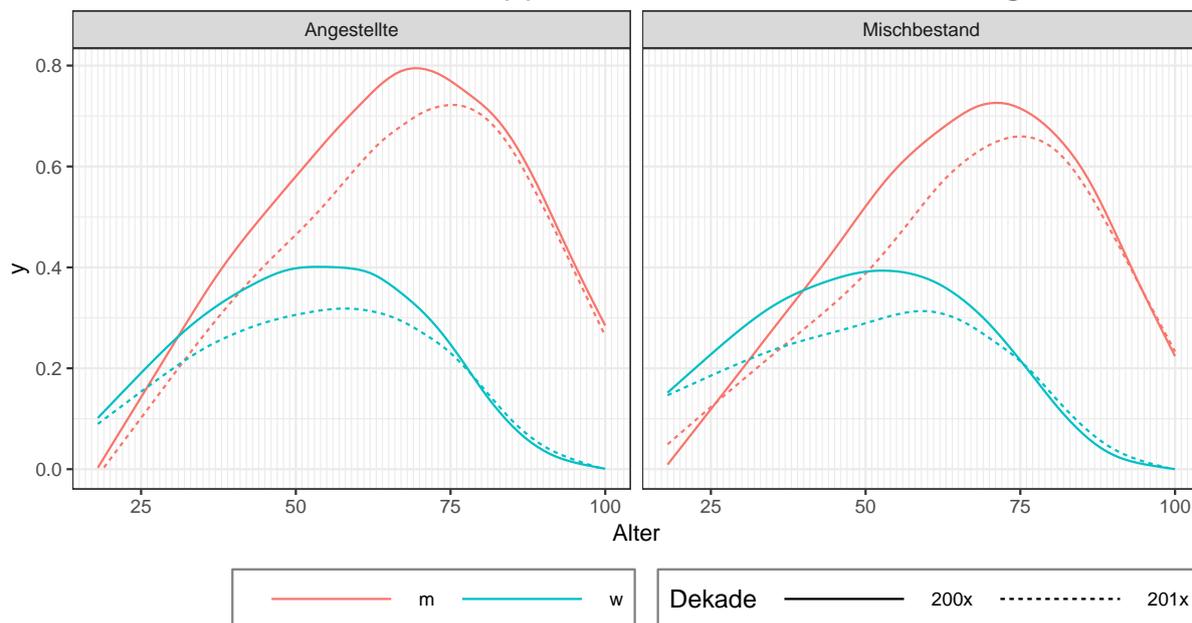
Insbesondere deutet die Modellrechnung an, dass sich für Männer der Anstieg der  $h_x$  bei hohen Altern nur mehr sehr beschränkt fortsetzt (der Effekt der Dekade 201x ist größtenteils bereits in den Daten zur Erstellung der Tafel 2018-P enthalten), während sich der Abfall der  $h_x$  auf immer höhere Alter ausbreitet.

Bei den Frauen ist letzteres ebenso zu erwarten, jedoch scheint der bei den Männern bereits in der Vergangenheit beobachtete Anstieg der  $h_y$  für hohe Alter zum Teil erst bevorzustehen.

## 9.4.2 ZEITLICHE ENTWICKLUNG DER PVA-HINTERBLIEBENENWAHRSCHEINLICHKEITEN

Angesichts der doch deutlichen Unterschiede der PVA-Hinterbliebenenwahrscheinlichkeiten zu jenen der österreichischen Gesamtbevölkerung kann nicht unbedingt auf dieselbe zeitliche Entwicklung dieser beiden Wahrscheinlichkeiten geschlossen werden. Während in der Gesamtbevölkerung wie in den vorangehenden Abschnitten gezeigt wurde bei hohen Altern auch aktuell noch deutlich Steigerungen in den Partnerwahrscheinlichkeiten zu verzeichnen sind, zeigen die PVA-Pensionistendaten der Dekaden 2000–2009 und 2010–2017 keinen derartigen Zuwachs mehr (die Aktivendaten sind für diese Zwecke nicht von Belang, da sie nur die  $h_x$  der Alter bis ca. 60 Jahre beeinflussen). Insbesondere ist für Alter ab ca. 85 Jahre keine Veränderung festzustellen.

### Partnerwahrscheinlichkeiten $h(x)$ der PVA-Pensionisten im Zeitvergleich



Dies kann jedoch auch nur ein temporärer Effekt sein und sich in Zukunft sehr wohl wieder eine weitere Erhöhung analog zur Gesamtbevölkerung einstellen.

Ein möglicher Grund für den Unterschied des Verhaltens der Gesamtbevölkerung mit den Sozialversicherungsdaten kann darin liegen, dass die  $h_x$  der Pensionsversicherten aufgrund der deutlich besseren Sterblichkeit im Vergleich zur Gesamtbevölkerung bereits in der Vergangenheit deutlich höher lagen und daher nur mehr weniger Potential für die Auswirkungen der Sterblichkeitsverbesserung bieten.

#### 9.4.3 BERÜCKSICHTIGUNG DER ZEITLICHEN ENTWICKLUNG IN DER TAFEL AVÖ 2018-P

Zur Entscheidung der Berücksichtigung der zeitlichen Entwicklung der  $h_x$  in der Pensionstafel sind vor allem zwei Tatsachen als Entscheidungsgrundlage ausschlaggebend:

- Die ASVG-Daten der PVA zeigen bei den Männern im Vergleich der beiden Dekaden seit 2000 keinen Zuwachs und bei Frauen nur einen bedingten Zuwachs der  $h_y$ .
- Die Modellrechnungen aus Basis der Witwenzahlen der Gesamtbevölkerung Österreichs indizieren für die Männer nach Ablauf der Dekade 201x nur mehr einen geringen Anstieg der  $h_x$ , bevor die Werte auch für hohe Alter stagnieren bzw. zurückzugehen scheinen.

Vor allem bei den Männern wird daher aktuell von keiner weiteren Erhöhung der  $h_x$  ausgegangen und die Modellierung eines Trends oder einer anderen zeitlichen Abhängigkeit der  $h_x$  nicht für nötig erachtet. Auch das Absinken der  $h_x$  für geringe Alter soll (aus Sicherheitsgründen) nicht weiter in die Zukunft fortgeschrieben werden.

Diese Entscheidung soll jedoch in absehbarer Zeit anhand von dann aktuellen Daten verifiziert werden.

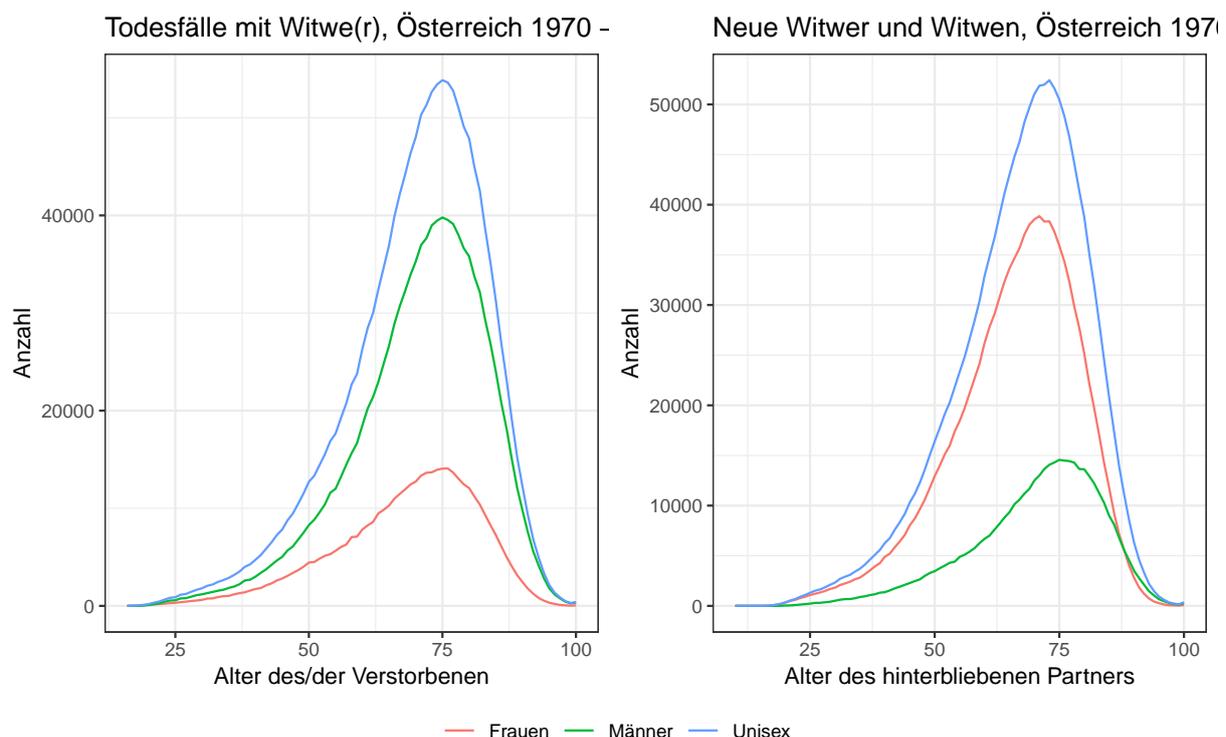
## 9.5 VERGLEICH: WITWENWAHRSCHEINLICHKEITEN DER ÖSTERREICHISCHEN GESAMTBEVÖLKERUNG

### 9.5.1 DATENBASIS

Von Mag. Hanika von der Statistik Austria liegt dem Arbeitskreis die in Abschnitt 9.4 bereits betrachtete Auswertung sämtlicher Todesfälle in Österreich des jeweiligen Kalenderjahres nach Alter des Verstorbenen und dem Alter eines eventuell hinterbliebenen Partner vor. Todesfälle ohne hinterbliebenem Partner sind dabei als "entfällt" beim Alter des Hinterbliebenen gekennzeichnet.

Gesamtheit dieser Auswertung ist dabei die Gesamtbevölkerung Österreichs (also nicht nur ASVG-Witwenpensionen) und die daraus resultierenden Todesfälle. Als Zeithorizont stehen dabei die Jahre 1970 bis 2016 zur Verfügung.

Die Gesamtzahl und Verteilung der Todesfälle (nach dem Alter des Verstorbenen) und der daraus resultierenden Witwen und Witwer (nach dem Alter des Hinterbliebenen) über den gesamten Zeithorizont 1970–2016 gestaltet sich dabei folgendermaßen:

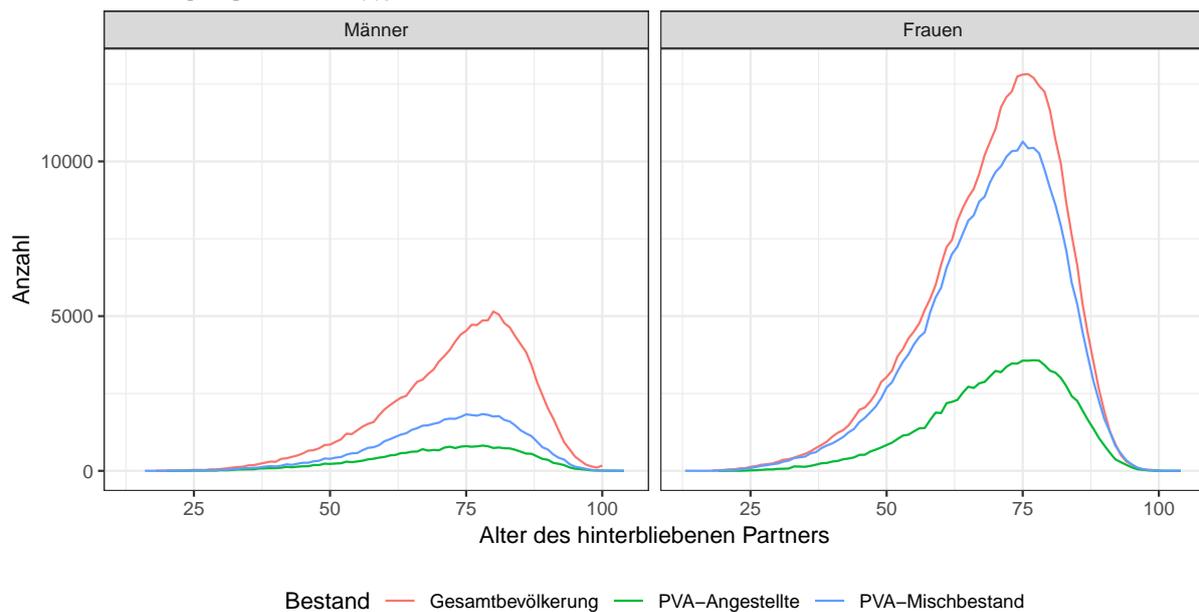


### 9.5.2 KONSISTENZ DER ASVG-DATEN MIT DER GESAMTBEVÖLKERUNG

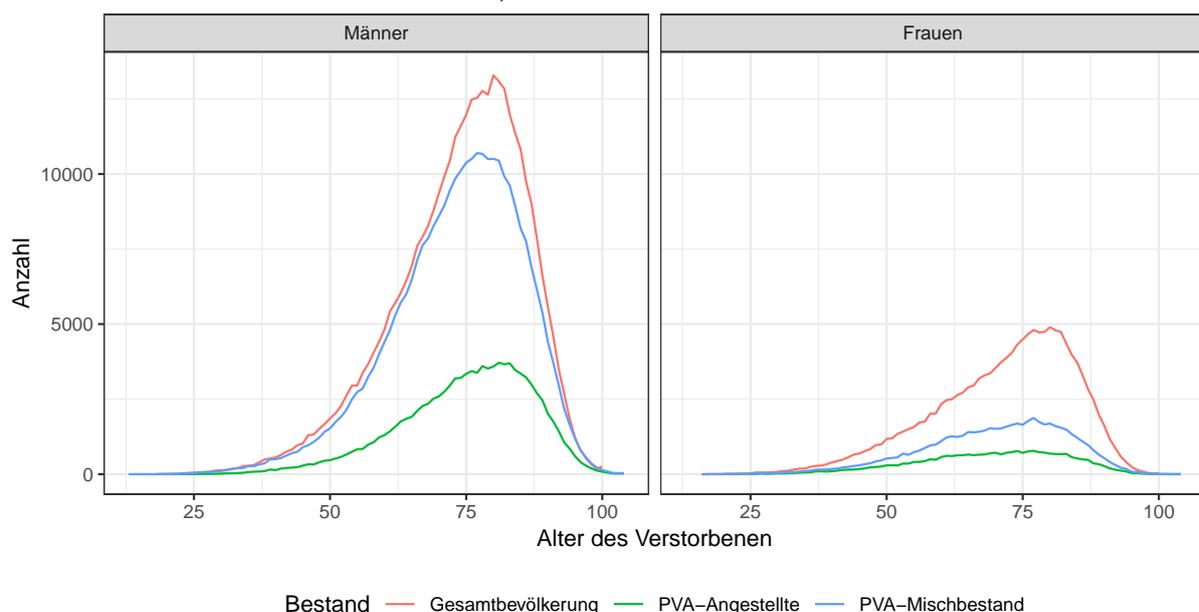
Auch wenn die neuen Witwen und Witwer der Gesamtbevölkerung Österreichs nicht zwingend eine Übermenge der Hinterbliebenen von PVA-Angestellten sind (da nach ASVG auch Unterhalt beziehende Geschiedene Anspruch auf eine Witwen(r)pension haben), ist zu erwarten, dass die Witwen(r)fälle der Gesamtbevölkerung über der Anzahl der Neuzuerkennungen von PVA-Witwenpensionen liegen, da in diesen Zahlen einerseits vor allen die Beamten, Selbständigen und die Bauern nicht umfasst sind und andererseits die Witwenpensionen der Höhe 0, sowie abgefundene und abgelöste Witwenpensionen nicht umfasst sind.

Der Vergleich der Todesfälle nach dem Alter des Verstorbenen und der Witwenneuzugänge nach dem Alter der hinterbliebenen Person zeigt, dass bei den verstorbenen Männern und dementsprechend den Witwenneuzugängen die PVA-Gesamtzahlen (Mischbestand aus Arbeitern und Angestellten) zwar leicht unter den Zahlen der Gesamtbevölkerung liegt, die Differenz jedoch nur bis zu 30% beträgt, was durch die nicht umfassten anderen PV-Träger erklärbar ist. Bei den verstorbenen Frauen, hingegen, und dementsprechend den Witwenneuzugängen ist die Diskrepanz jedoch deutlich höher, was vor allem darauf zurückzuführen ist, dass viele der hinterbliebenen Männer direkt im Berufsleben stehen oder eine entsprechende Eigenpension haben und daher keine Witwerpension beantragen oder zuerkannt bekommen.

Neuzugänge Witwen(r)pension 2000–2017



Todesfälle mit Witwe 2000–2017, Männer



### 9.5.3 UNTERSCHIEDE IN DER PARTNERWAHRSCHEINLICHKEIT ZWISCHEN ÖSTERREICHISCHER GESAMTBEVÖLKERUNG UND TODESFÄLLEN

Die im Abschnitt 9.4 dargestellte zeitliche Entwicklung der  $h_x$  aus der Auswertung [41] der Statistik Austria betrachtet die Wahrscheinlichkeit, dass ein Todesfall im Todeszeitpunkt einen hinterbliebenen Ehepartner hinterlässt. Hier soll nun ergänzend die Partnerwahrscheinlichkeit der (lebenden) Bevölkerung [42] nach den Volks- und Registerzählungen 1991, 2001 und 2011 betrachtet und der Unterschied zu den Toten untersucht werden.

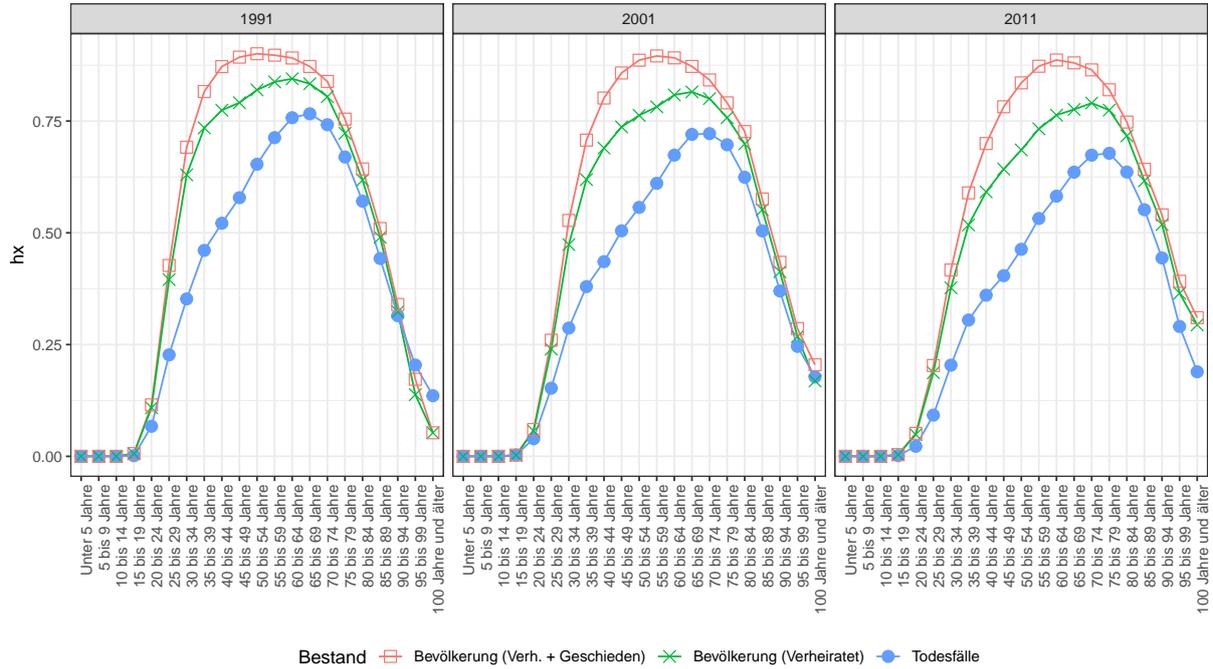
Als Datenquelle dient eine Auswertung des Datenwürfels "Volkszählung, Registerzählung Zeitreihe - Personen (QSW)" der Statistik Austria auf <http://statcube.at/> sowie ein Abzug der Abgestimmten Erwerbsstatistik:

- **Familienstand der Österreichischen Gesamtbevölkerung zu den Volks- und Registerzählungen 1991, 2001 und 2011** [42]
  - Gesamtheit: Gesamtbevölkerung Österreichs
  - Faktoren: Volks- und Registerzählung, Alter (in 5-Jahres Buckets), Geschlecht
  - Variablen: Anzahl Ledige, Anzahl Verheirate, Anzahl Geschiedene, Anzahl Verwitwete
  - Beobachtungsjahre: 1991, 2001, 2011
  - Quelle: STATcube – Statistische Datenbank von STATISTIK AUSTRIA, Würfel "Volkszählung, Registerzählung Zeitreihe - Personen"
- **Abgestimmte Erwerbsstatistik der Österreichischen Gesamtbevölkerung** [43]
  - Gesamtheit: Gesamtbevölkerung Österreichs
  - Faktoren: Jahr, Geschlecht, Familienstand
  - Variablen: Anzahl Ledige, Anzahl Verheirate, Anzahl Geschiedene, Anzahl Verwitwete
  - Beobachtungsjahre: 2011 – 2015
  - Quelle: Statistik Austria, Abgestimmte Erwerbsstatistik

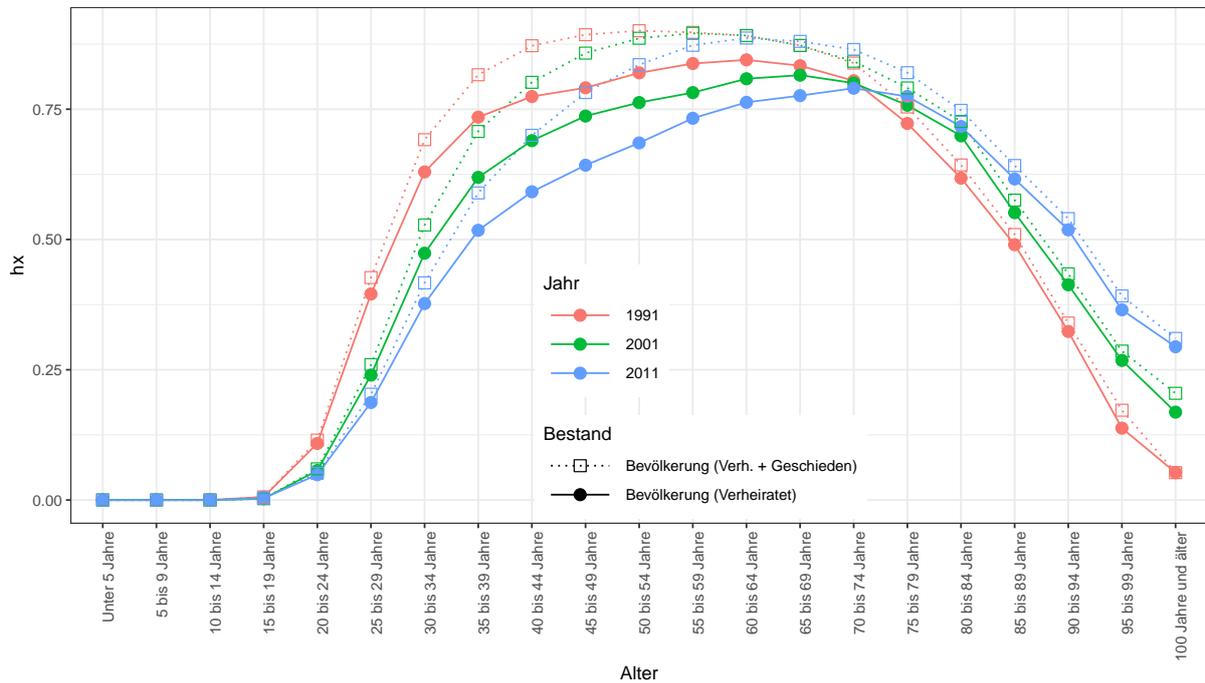
Die Partnerwahrscheinlichkeit der lebenden Gesamtbevölkerung Österreichs zu den Volks- und Registerzählungen stellt sich folgendermaßen dar, wobei nur aufrecht verheiratete als auch verheiratete und geschiedene Personen als potentielle hinterbliebene Partner gezählt werden.

Auffällig ist auch hier einerseits die klare zeitliche Abhängigkeit in Form einer Verschiebung des Maximums zu höheren Altern. Andererseits ist ebenso auffällig, dass bei Altern unter 60 Jahren die Partnerwahrscheinlichkeit der Todesfälle deutlich unter der Partnerwahrscheinlichkeit der Gesamtbevölkerung liegt.

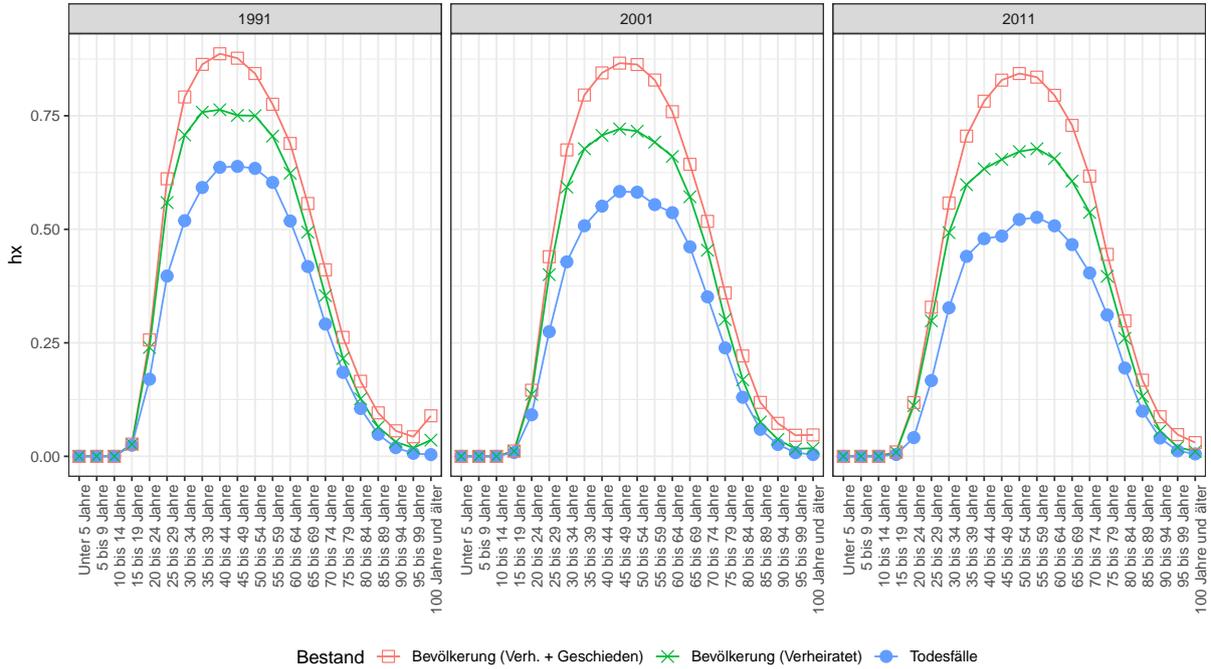
Ehewahrscheinlichkeit  $h(x)$  der Gesamtbevölkerung Männer



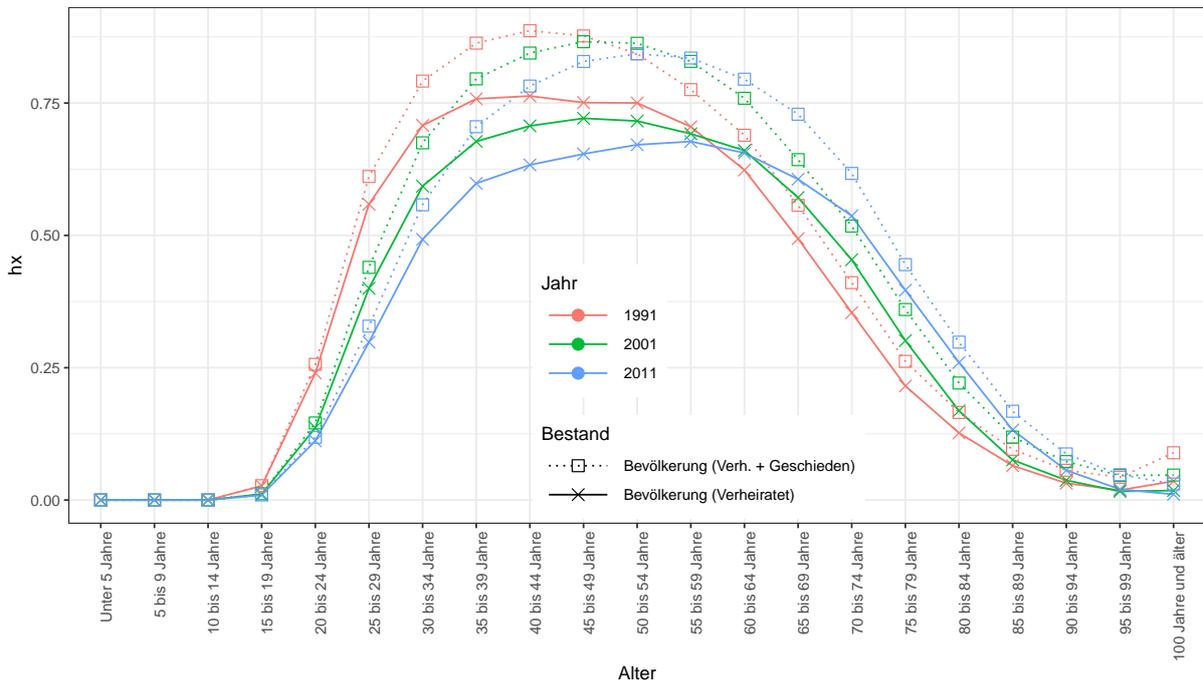
$h(x)$  lebende Gesamtbevölkerung Männer im Zeitverlauf



Ehewahrscheinlichkeit  $h(y)$  der Gesamtbevölkerung Frauen



$h(y)$  lebende Gesamtbevölkerung Frauen im Zeitverlauf



Damit dürfte zwar einerseits die klare zeitliche Abhängigkeit der Partnerwahrscheinlichkeit belegt sein, andererseits stellt sich jedoch die Frage, weshalb vor allem bei den Männern die Partnerwahrscheinlichkeit der Todesfälle derart deutlich unter der Partnerwahrscheinlichkeit der lebenden Bevölkerung liegt, selbst wenn man nur aufrechte Ehen betrachtet.

## 9.5.4 EXKURS: HABEN VERHEIRATETE PERSONEN EINE GERINGERE STERBLICHKEIT ALS NICHT VERHEIRATETE?

Unter der Annahme, dass die oben bestimmten Partnerwahrscheinlichkeiten der Lebenden (d.h. die Wahrscheinlichkeit, dass eine zufällig gewählte  $x$ -jährige österreichische Person im Beobachtungszeitpunkt verheiratet oder verpartnert ist) und der Verstorbenen korrekt und konsistent bestimmt sind, lässt sich eine Aussage über die Sterblichkeit von Verheirateten und nicht Verheirateten mittels elementarer Wahrscheinlichkeitstheorie herleiten:

Beobachtete Zufallsvariablen:

- $T_x$ ...Tod einer Person im Alter  $x$
- $P_x$ ...eine  $x$ -jährige Person hat einen Partner

Beobachtete Wahrscheinlichkeiten:

- $h_x = \mathbb{P}(P_x|T_x)$  ...Partnerwahrscheinlichkeit im Todesfall (d.h. der Toten)
- $h_x^B = \mathbb{P}(P_x)$  ...Partnerwahrscheinlichkeit der Gesamtbevölkerung (der am Jahresbeginn Lebenden)

Obige Auswertungen liefern insbesondere für praktisch alle Altersbereiche  $h_x < h_x^B$ .

Gesucht wird nun eine Aussage über die Sterbewahrscheinlichkeit  $\mathbb{P}(T_x|P_x)$  der Verheirateten und die Sterblichkeit  $\mathbb{P}(T_x|!P_x)$  der Unverheirateten:

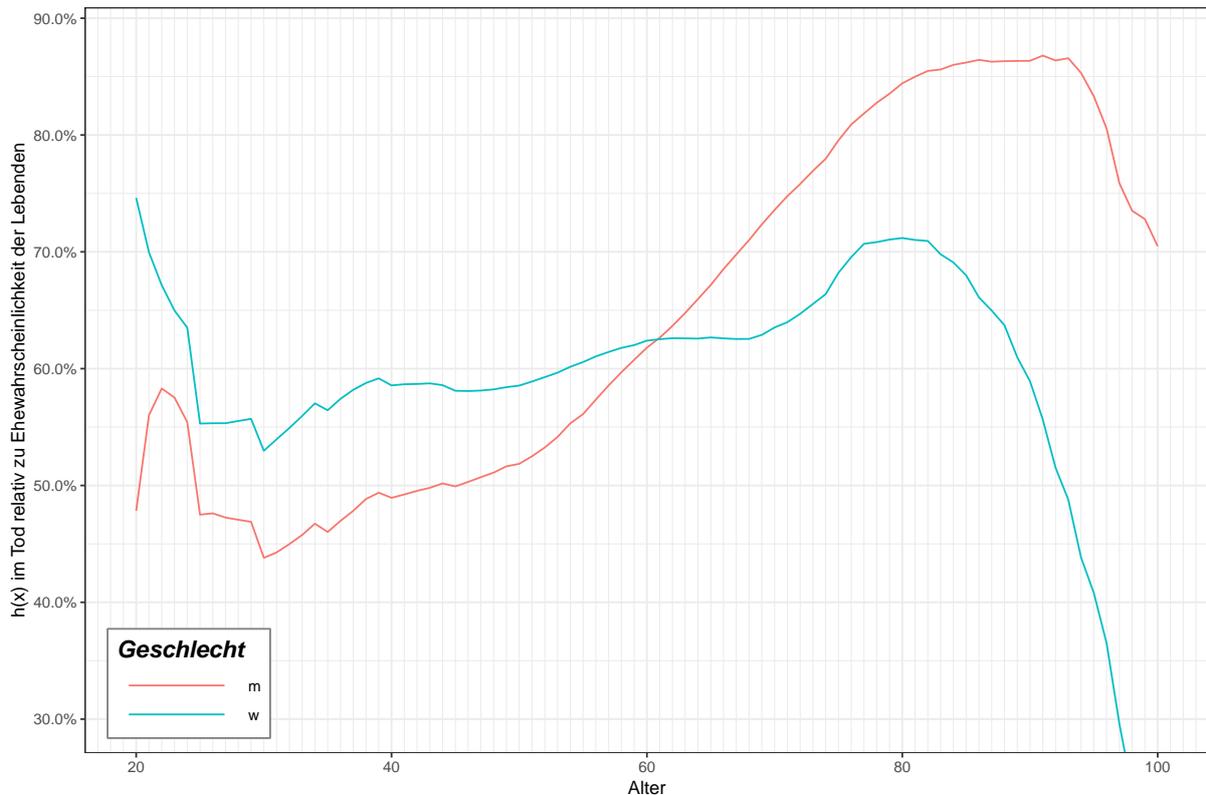
$$\mathbb{P}(T_x|P_x) = \frac{\mathbb{P}(P_x \wedge T_x)}{\mathbb{P}(P_x)} = \frac{\mathbb{P}(T_x)}{\mathbb{P}(P_x)} \mathbb{P}(P_x|T_x) = \underbrace{\mathbb{P}(T_x)}_{q_x} \underbrace{\frac{h_x}{h_x^B}}_{\leq 1} \leq \mathbb{P}(T_x) = q_x$$

$$\mathbb{P}(T_x|!P_x) = \frac{\mathbb{P}(!P_x \wedge T_x)}{\mathbb{P}(!P_x)} = \frac{\mathbb{P}(T_x)}{1 - \mathbb{P}(P_x)} \mathbb{P}(!P_x|T_x) = \underbrace{\mathbb{P}(T_x)}_{q_x} \underbrace{\frac{1 - h_x}{1 - h_x^B}}_{\geq 1} \geq \mathbb{P}(T_x) = q_x$$

Insgesamt ergibt sich also unter der Annahme, dass die Beobachtung  $h_x \leq h_x^B$  korrekt ist, die Beziehung:

$$\mathbb{P}(T_x|P_x) \leq q_x \leq \mathbb{P}(T_x|!P_x)$$

## Ehewahrscheinlichkeit der Todesfälle zu den Lebenden, Österreichs



Mögliche Gründe für diese deutliche Diskrepanz zwischen lebender und verstorbener Gesamtbevölkerung sind:

- Bevölkerungsgruppen mit deutlich höherer Sterblichkeit wie etwa Behinderte oder Kranke sind statistisch unterdurchschnittlich oft verheiratet, wodurch die Sterblichkeit der Unverheirateten nach oben getrieben wird.
- Verheiratete haben einen gesünderen Lebenswandel und i.a. eine höhere psychische Stabilität, wodurch ihre Sterblichkeit sinkt.
- Eher untergeordnet dürften Fälle sein, in denen beide Ehepartner gleichzeitig versterben (z.B. durch Unfälle). Diese Personen haben zwar als Lebende einen Ehepartner, hinterlassen jedoch im Tod keine Hinterbliebenen.

Eine endgültige Klärung dieser Effekte würde über den Rahmen an dieser Stelle hinausgehen und soll daher nicht weiter betrachtet werden.

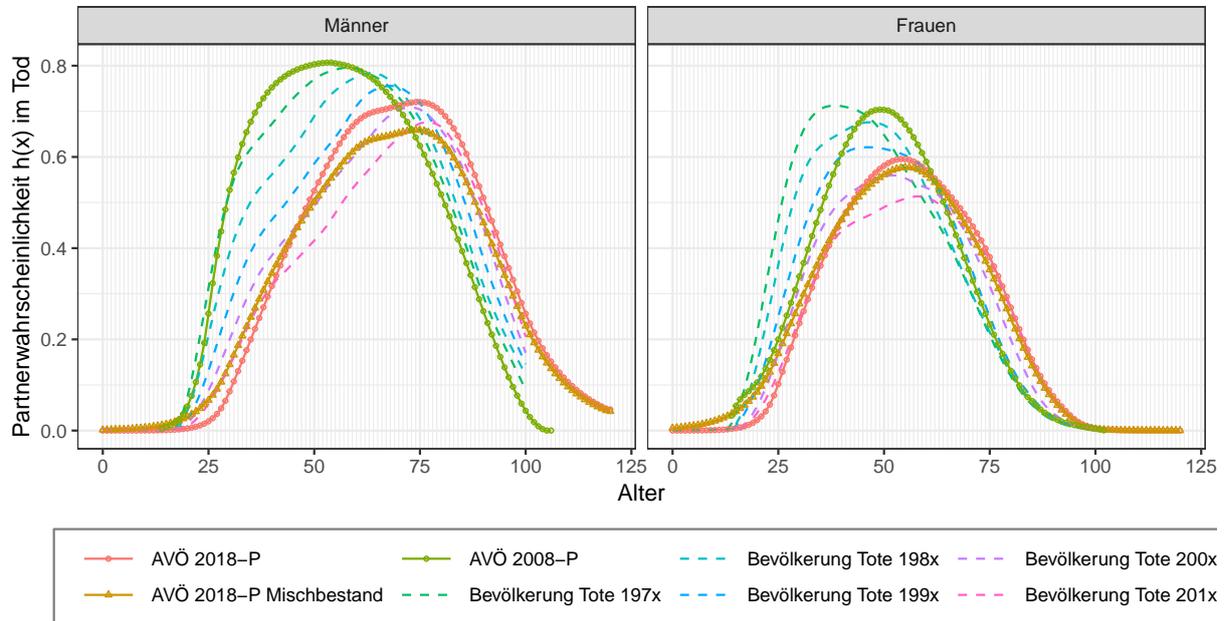
## 9.6 VERGLEICHE DER WAHRSCHEINLICHKEITEN MIT ANDEREN TAFELN

### PARTNERWAHRSCHEINLICHKEITEN IM TOD

Um die Auswirkungen der neuen Partnerwahrscheinlichkeiten besser verstehen zu können, sollen als erste Vergleiche grafisch die Partnerwahrscheinlichkeiten der neue Tafel AVÖ 2018-P jenen der bisherigen Tafel AVÖ 2008-P sowie der Witwenwahrscheinlichkeit der Todesfälle der Gesamtbevölkerung im Zeitverlauf gegenübergestellt werden. Dabei ist zu bedenken, dass die Gesamtbevölkerung einerseits

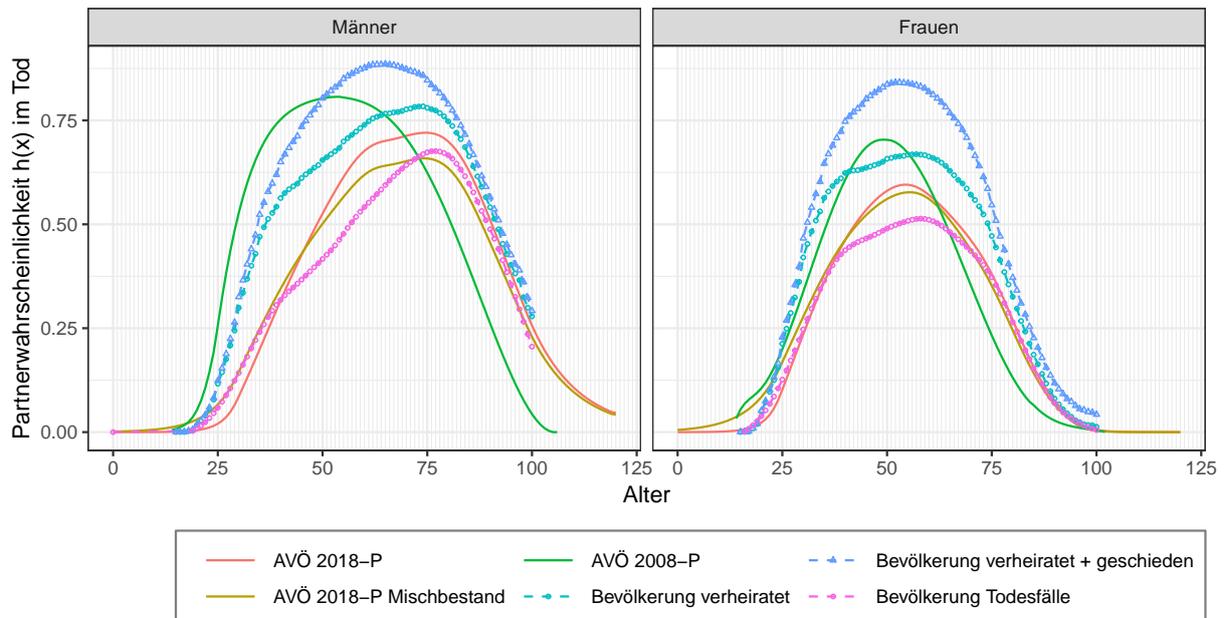
keine Unterhaltspflichtigen berücksichtigt, sondern nur aufrechte Ehen, und andererseits neben den Angestellten auch die Arbeiter und sämtliche weitere Bevölkerungsgruppen umfasst.

### Partnerwahrscheinlichkeiten im Vergleich



Die große Diskrepanz der Tafel AVÖ 2018-P und der Tafel AVÖ 2008-P ist auf den ersten Blick erstaunlich, ein Vergleich mit der Ehwahrscheinlichkeit der lebenden Gesamtbevölkerung Österreichs (inkl. Geschiedener) der Jahre 2011-2015 (aus der abgestimmten Erwerbsstatistik [43] der Statistik Austria) gibt jedoch eine mögliche Erklärung:

### Partnerwahrscheinlichkeiten im Vergleich

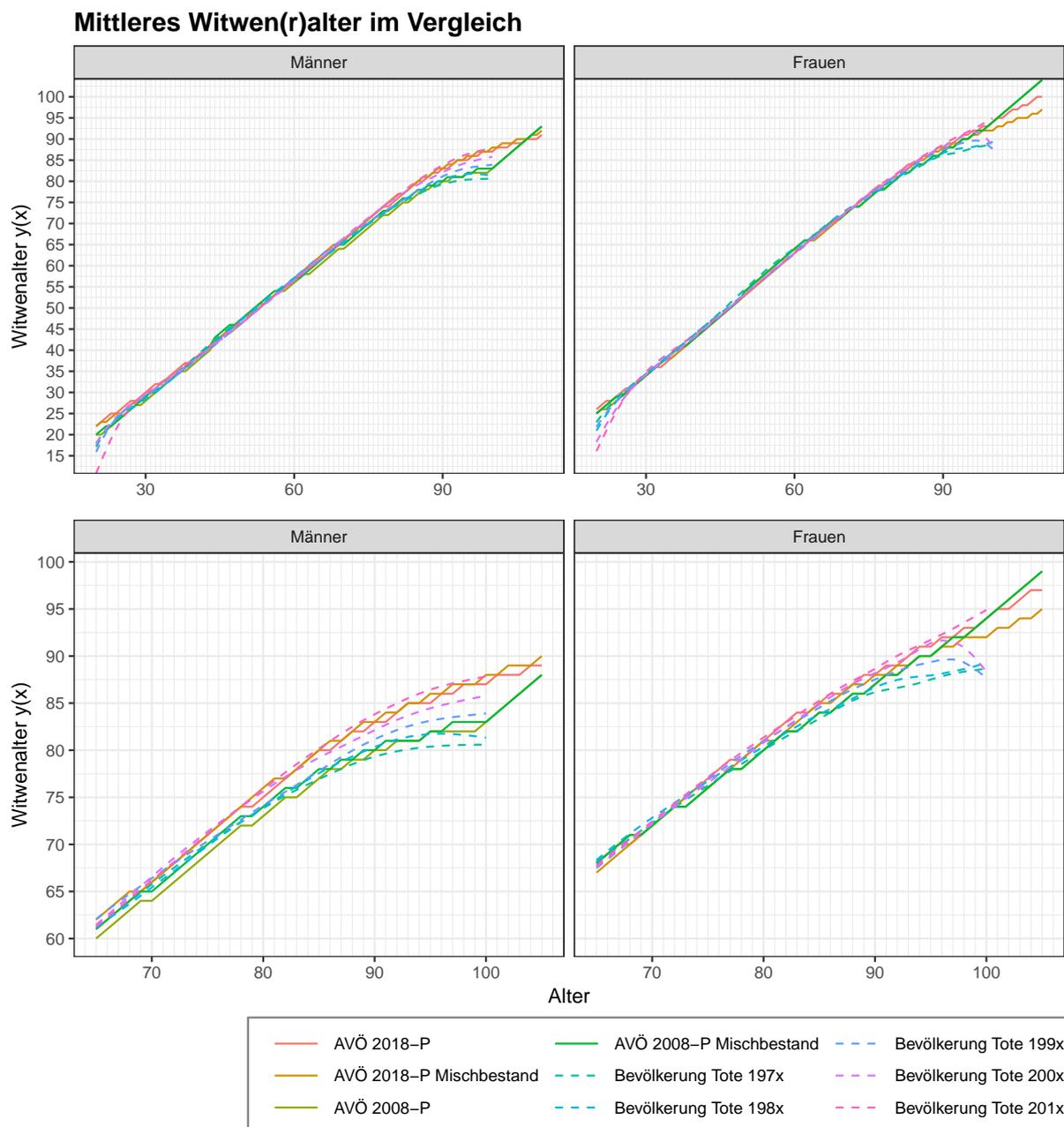


Die Form der Partnerwahrscheinlichkeiten der AVÖ 2008-P erinnern sehr stark an die beobachtete Verteilung der Verheirateten plus der Geschiedenen in der (lebenden) Gesamtbevölkerung, lediglich um 5-15 Jahre im Alter verschoben und leicht skaliert (vgl. auch den Zeitverlauf der Gesamtbevölkerung in

Abschnitt 9.5.3).

## MITTLERES HINTERBLIEBENENALTER

Bei den mittleren Hinterbliebenenalters ist wie oben beschrieben der Unterschied nicht so eklatant feststellbar wie bei den Partnerwahrscheinlichkeiten im Todeszeitpunkt. Allerdings ist v.a. bei den Männern ab dem Alter 70 dennoch ein deutlicher Anstieg des mittleren Witwenalters um bis zu 5 Jahre zu beobachten. Dadurch wird ein Teil des Anstiegs der Barwerte durch die höheren Partnerwahrscheinlichkeiten wieder kompensiert.



## 9.7 ANWARTSCHAFTSVERGLEICHE MIT DEN VERHEIRATUNGSWAHRSCHEINLICHKEITEN IM TOD DER TAFEL AVÖ 2018-P

Um den Einfluss der zeitlichen Änderung der Partnerwahrscheinlichkeiten besser einschätzen und verstehen zu können, sollen im Folgenden die Anwartschaften von Aktiven, Alterspensionisten und von Invaliden auf lebenslange Witwenpension verglichen werden. Es werden bei sämtlichen Berechnungen die Tafeln AVÖ 2018-P zugrunde gelegt, lediglich die Partnerwahrscheinlichkeiten  $h_x$  werden variiert und jeweils ersetzt durch folgende Partnerwahrscheinlichkeiten:

- $h_x$  der Tafel "AVÖ 2008-P – Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung – Pagler & Pagler"
- Ehwahrscheinlichkeit der österreichischen Gesamtbevölkerung (nur Verheiratete, keine Geschiedenen)
- Witwenwahrscheinlichkeiten im Tod der österreichischen Gesamtbevölkerung der Dekaden 1970–1979, 1980–1989, 1990–1999, 2000–2010, 2010–2017

Als Geburtsjahr wird allen Beispielen jeweils das Jahr 1965 zugrunde gelegt, als Zins wird 6% herangezogen.

Auswirkung  $h(x)$  auf WIP-Anwartschaften von Aktiven – AVÖ 2018-P mit verschiedenen  $h(x)$

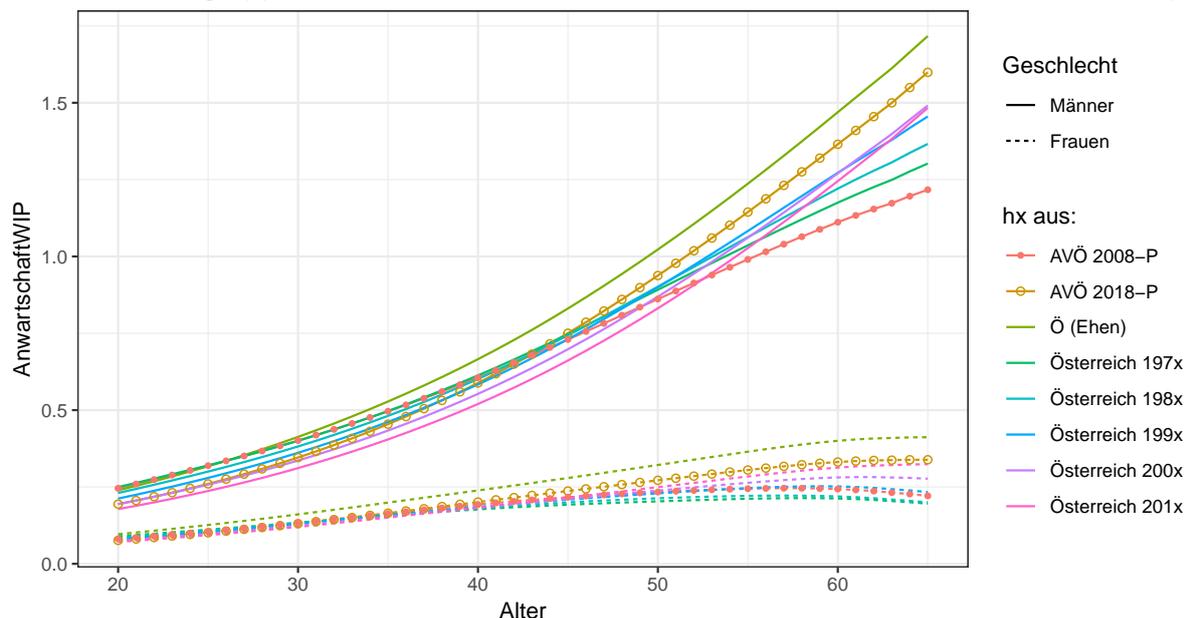


Tabelle 9.1: Anwartschaften auf Witwenpension eines Aktiven, AVÖ 2018-P mit verschiedenen  $h(x)$

Alter	AVÖ 2018-P	AVÖ 2008-P	Ö (Ehen)	Ö 197x	Ö 198x	Ö 199x	Ö 200x	Ö 201x
<b>Männer</b>								
20	0.189	+25.7%	+23.1%	+27.9%	+18.2%	+9.0%	+0.2%	-8.1%
30	0.336	+14.7%	+19.1%	+14.6%	+9.6%	+4.0%	-3.0%	-9.9%
40	0.573	+2.0%	+12.9%	+3.3%	+1.5%	-1.2%	-6.1%	-11.5%
50	0.915	-8.9%	+9.0%	-5.6%	-4.5%	-4.4%	-7.3%	-11.2%
55	1.118	-14.2%	+8.0%	-10.1%	-7.7%	-5.7%	-7.3%	-10.1%
60	1.341	-19.1%	+7.6%	-14.4%	-11.0%	-7.1%	-7.0%	-8.7%
64	1.529	-23.2%	+7.4%	-18.0%	-14.1%	-8.7%	-6.8%	-7.5%
<b>Frauen</b>								
20	0.070	+4.7%	+25.9%	+15.4%	+10.3%	+4.8%	-2.7%	-6.7%
30	0.120	+0.1%	+22.8%	+0.3%	-0.6%	-1.5%	-5.8%	-8.1%
40	0.186	-5.1%	+18.8%	-13.4%	-11.3%	-8.6%	-9.4%	-9.1%
50	0.258	-14.4%	+18.5%	-25.5%	-21.9%	-15.8%	-12.4%	-8.1%
55	0.293	-19.9%	+19.5%	-30.6%	-27.6%	-19.2%	-13.6%	-6.9%
60	0.320	-26.2%	+20.8%	-35.6%	-33.5%	-23.7%	-15.1%	-5.6%
64	0.324	-32.8%	+21.5%	-40.7%	-39.4%	-29.4%	-17.5%	-4.6%

Auswirkung  $h(x)$  auf WIP-Anw. von Alterspensionisten – AVÖ 2018-P mit verschiedenen  $h(x)$

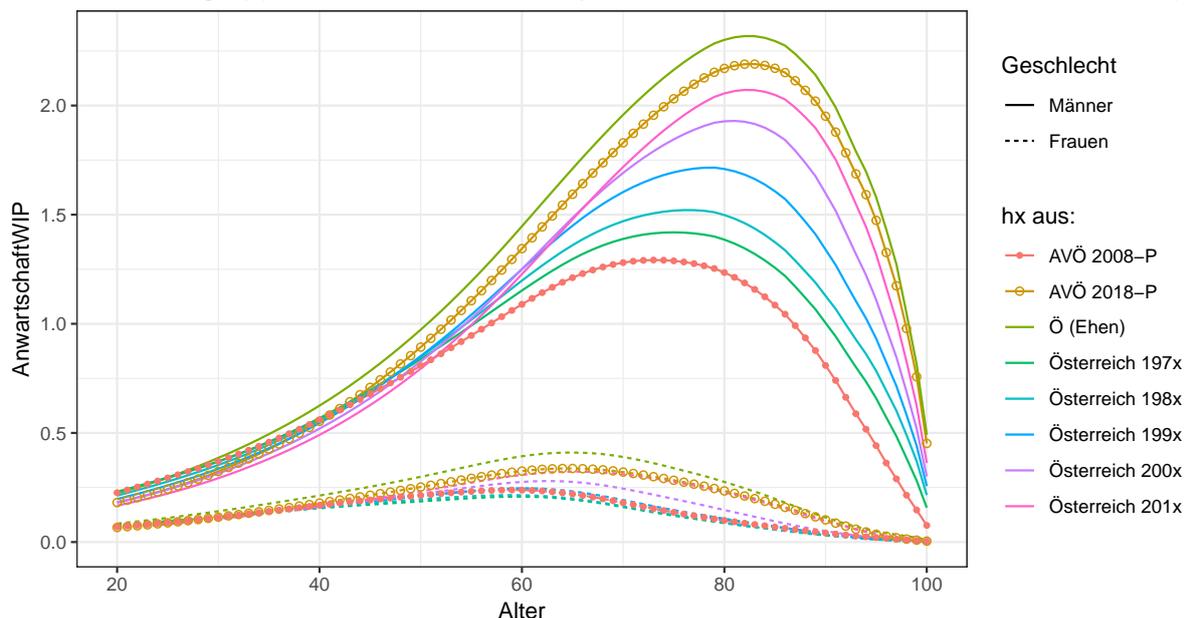
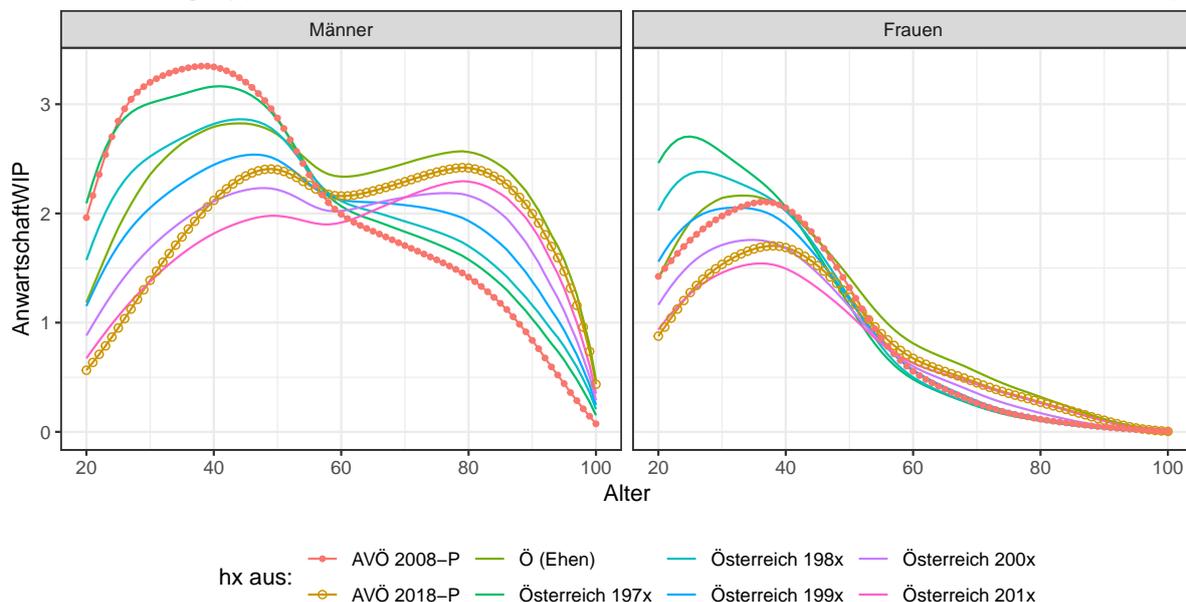


Tabelle 9.2: Anwartschaften auf Witwenpension eines Alterspensionisten, AVÖ 2018-P mit verschiedenen  $h(x)$

Alter	AVÖ 2018-P	AVÖ 2008-P	Ö (Ehen)	Ö 197x	Ö 198x	Ö 199x	Ö 200x	Ö 201x
<b>Männer</b>								
20	0.175	+23.9%	+23.0%	+26.6%	+17.1%	+8.5%	+0.3%	-7.6%
30	0.313	+12.9%	+19.0%	+13.1%	+8.3%	+3.4%	-2.9%	-9.4%
40	0.537	+0.1%	+12.8%	+1.7%	+0.2%	-1.9%	-6.1%	-11.0%
50	0.869	-10.4%	+8.9%	-6.9%	-5.5%	-5.0%	-7.4%	-10.8%
60	1.320	-19.5%	+7.6%	-14.8%	-11.4%	-7.3%	-7.0%	-8.6%
70	1.806	-30.4%	+7.0%	-24.5%	-20.0%	-12.6%	-7.6%	-6.0%
80	2.183	-43.0%	+6.0%	-36.1%	-30.9%	-21.2%	-11.1%	-5.3%
90	1.952	-58.4%	+6.0%	-48.4%	-42.1%	-31.2%	-18.0%	-6.3%
<b>Frauen</b>								
20	0.060	+2.8%	+26.7%	+15.2%	+9.3%	+3.9%	-3.0%	-6.1%
30	0.103	-2.2%	+23.4%	-1.4%	-2.6%	-3.0%	-6.3%	-7.5%
40	0.164	-7.2%	+19.1%	-15.1%	-13.3%	-10.1%	-10.0%	-8.6%
50	0.238	-15.6%	+18.6%	-26.5%	-23.1%	-16.8%	-12.8%	-7.9%
60	0.314	-26.4%	+20.8%	-35.8%	-33.7%	-23.9%	-15.2%	-5.5%
70	0.301	-44.1%	+21.5%	-50.3%	-49.2%	-40.3%	-24.1%	-3.1%
80	0.228	-57.6%	+17.5%	-63.1%	-62.3%	-54.4%	-37.5%	-2.7%
90	0.100	-59.1%	+10.9%	-68.0%	-70.4%	-62.6%	-50.4%	-5.9%

Auswirkung  $h(x)$  auf WIP-Anwartschaften von Invaliden – AVÖ 2018-P mit verschiedenen  $h(x)$ 

 Tabelle 9.3: Anwartschaften auf Witwenpension eines Invaliden, AVÖ 2018-P mit verschiedenen  $h(x)$ 

Alter	AVÖ 2018-P	AVÖ 2008-P	Ö (Ehen)	Ö 197x	Ö 198x	Ö 199x	Ö 200x	Ö 201x
<b>Männer</b>								
20	0.565	+247.7%	+110.0%	+270.8%	+178.8%	+104.1%	+56.3%	+19.4%
30	1.388	+130.8%	+69.9%	+117.0%	+81.8%	+47.9%	+21.2%	-0.8%
40	2.119	+57.7%	+31.8%	+49.2%	+33.0%	+15.3%	-0.5%	-14.3%
50	2.398	+19.7%	+13.4%	+19.0%	+13.9%	+3.7%	-7.6%	-17.6%
60	2.154	-7.8%	+8.2%	-4.4%	-2.2%	-1.6%	-6.3%	-11.2%
70	2.285	-25.6%	+7.3%	-20.1%	-16.0%	-9.4%	-6.3%	-6.3%
80	2.420	-41.4%	+6.1%	-34.7%	-29.6%	-20.1%	-10.5%	-5.1%
90	2.014	-58.0%	+6.0%	-48.3%	-42.0%	-31.1%	-17.8%	-6.2%
<b>Frauen</b>								
20	0.876	+62.5%	+60.1%	+181.4%	+131.7%	+78.0%	+32.8%	+6.8%
30	1.533	+28.9%	+39.7%	+66.9%	+52.7%	+33.4%	+11.6%	-5.0%
40	1.686	+21.6%	+20.4%	+22.0%	+19.9%	+12.7%	-0.4%	-11.4%
50	1.229	+7.1%	+14.6%	-6.1%	-0.5%	-1.7%	-7.2%	-12.8%
60	0.667	-17.5%	+20.3%	-28.5%	-25.8%	-15.9%	-11.0%	-6.7%
70	0.445	-41.3%	+22.2%	-47.6%	-46.5%	-37.3%	-21.3%	-3.2%
80	0.270	-57.4%	+17.8%	-62.7%	-61.7%	-53.9%	-36.6%	-2.6%
90	0.107	-59.4%	+10.4%	-68.1%	-70.4%	-62.6%	-50.4%	-6.1%

# Kapitel 10

## Zeitliche Entwicklung der Rechnungsgrundlagen (Trend)

DR. JONAS HIRZ

### 10.1 VORLIEGENDE DATENBASIS

Zur Bestimmung des Sterblichkeitstrends der Gesamtbevölkerung werden folgende geschlechtsspezifischen<sup>1</sup> Daten  $g \in \{\text{Mann, Frau, Unisex}\}$  für Alter  $x \geq 0$  und Jahr  $t$  herangezogen:

- **Jahresexposures**

- Gesamtheit: Exposures  $E = (E_x(t))$  der Gesamtbevölkerung
- Faktoren: Kalenderjahr, Alter 0 bis 98, Geschlecht
- Beobachtungsjahre: 1947 bis 2017
- Quelle Populationsschätzungen: Statistik Austria (1952 – 2017) und Österreichisches Statistisches Zentralamt (1947 – 1951)
- Bestimmung der Exposures erfolgte analog zu Human Mortality Database

- **Todesfälle**

- Gesamtheit: Todesfälle  $D = (D_x(t))$  in der Gesamtbevölkerung
- Faktoren: Kalenderjahr, Alter 0 bis 98, Geschlecht
- Beobachtungsjahre: 1947 bis 2017
- Quelle Populationsschätzungen: Statistik Austria (1952 – 2017) und Österreichisches Statistisches Zentralamt (1947 – 1951)

Zum Abgleich wird der Sterblichkeitstrend für ASVG-Pensionistinnen und ASVG-Pensionisten basierend auf Bestands- und Todesfalldaten hergeleitet.

Zur Erklärung des Trendbruches um 2008 für die Altersgruppe 60–70 werden die nach ICD-10<sup>2</sup> klassifizierten Todesfälle von Statistik Austria herangezogen.

### 10.2 TREND DER GESAMTBEVÖLKERUNG

Basierend auf dem Trendfenster von 1980 bis 2017 werden die Sterbewahrscheinlichkeiten  $q_x(t)$  für Alter  $x \geq 0$  und Jahr  $t$  bestimmt als

$$q_x(t) = q_x(t_0) \exp(\beta_x G(t - t_0)) = \frac{1}{2} \exp(\alpha_x + \beta_x G(t - t_0)), \quad (10.1)$$

<sup>1</sup> Aus Notationsgründen wird das Geschlecht in den Indizes nicht explizit angeführt.

<sup>2</sup> Internationale statistische Klassifikation der Krankheiten und verwandter Gesundheitsprobleme (WHO)

wobei  $q_x(t_0)$  die Basissterbetafel aus dem Jahr  $t_0 = 2008$  und  $\exp(\beta_x G(t))$  den Trend bezeichnen mit

$$G(t - t_0) = \begin{cases} 200 \arctan\left(\frac{1}{200}(t - t_0)\right) & \text{mit Trendreduktion,} \\ t - t_0 & \text{ohne Trendreduktion.} \end{cases}$$

Da in dem verwendeten Trendfenster nur eine geringe Trendreduktion beobachtet wurde, sind beide Definitionen  $G(t)$  anwendbar. Die Annahme einer Trendreduktion führt zu strikt positiven Sterbewahrscheinlichkeiten wenn  $t \rightarrow \infty$ . Die Herleitung der Wahl des Basisjahres 2008 ist in Kapitel 10.3.3 ausgeführt.

Die regularisierten Schätzwerte für  $(\alpha_x, \beta_x)$  werden via Markov Chain Monte Carlo (kurz: MCMC) unter Berücksichtigung von Trendreduktion bestimmt und sind im Anhang D.1 aufgelistet. In den Abbildungen 10.1 und 10.2 sind die Parameter für  $\alpha_x$  bzw.  $\beta_x$ , basierend auf den Daten der österreichischen Gesamtbevölkerung von 1980–2017, illustriert.

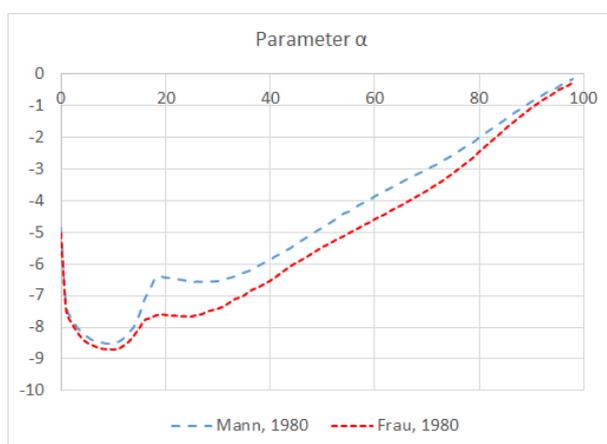


Abbildung 10.1: Parameter  $\alpha_x$  basierend auf dem Zeitfenster 1980–2017.

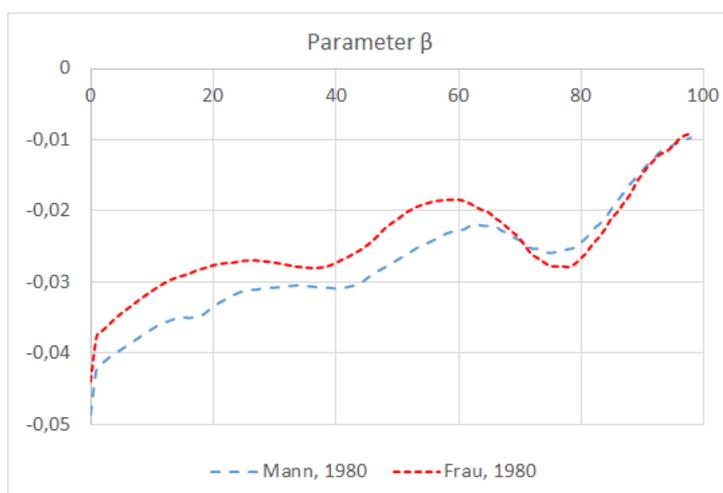


Abbildung 10.2: Parameter  $\beta_x$  basierend auf dem Zeitfenster 1980–2017.

Abbildung 10.3 zeigt die entsprechenden heutigen und zukünftigen – fortgeschrieben mit dem ermittelten Trend – Unisex-Sterbewahrscheinlichkeiten.

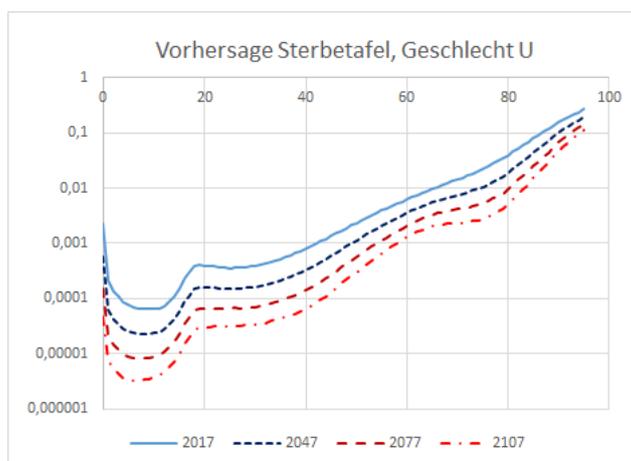


Abbildung 10.3: Sterbewahrscheinlichkeiten  $q_x$  zu verschiedenen Zeitpunkten.

## 10.3 HERLEITUNG DES TRENDS DER GESAMTBEVÖLKERUNG

Im Sinne von Transparenz und Nachvollziehbarkeit sind in diesem Kapitel die Herleitung des Trends und das Herangehen zur Methodenauswahl ausgeführt. Es sei darauf hingewiesen, dass andere Modellanätze zu abweichenden Sterblichkeitstrends führen können.

### 10.3.1 DIE SCHRITTE ZUR HERLEITUNG DES TRENDS

Folgende Schritte werden zur Herleitung des Trends verwendet:

- Aufbereiten der Exposures und Sterbedaten der österreichischen Gesamtbevölkerung von Statistik Austria
- Berechnung der Startwerte via ungeglätteter MCMC-Schätzung, d.h.  $\pi(\alpha, \beta) = 0$
- Modellauswahl: Insbesondere Zeitfenster, Trendreduktion und Regularisierungsparameter
- MCMC-Parameterschätzung, inklusive Regularisierung via A-priori-Verteilungen
- Finale Glättung der Parameter und Extrapolation für hohe Alter

### 10.3.2 VERWENDETE SCHÄTZMETHODE

Entsprechend der Gleichung (10.1) sind die Parameter  $\alpha_x$  und  $\beta_x$  für alle Alter  $x$  zu bestimmen. Es wird ein Bayesscher Ansatz<sup>3</sup> verwendet, wobei die A-priori-Verteilung als Regularisierungsterm fungiert, siehe Hirz, Schmock und Shevchenko [20]. Die A-posteriori-Funktion ergibt sich nach fundamentalen stochastischen Überlegungen als

$$\begin{aligned}
 \pi(\alpha, \beta | D, E) &= c \pi(\alpha, \beta) \ell(D, E | \alpha, \beta) \\
 &= c \pi(\alpha, \beta) \prod_{t=1980}^{2017} \prod_{x=0}^{98} \binom{E_x(t)}{D_x(t)} q_x(t)^{D_x(t)} (1 - q_x(t))^{E_x(t) - D_x(t)}
 \end{aligned} \tag{10.2}$$

<sup>3</sup> Laut dem Satz von Bayes ergibt sich die A-posteriori-Verteilung  $\pi(\alpha, \beta | D, E)$  als Produkt von A-priori-Verteilung  $\pi(\alpha, \beta)$  mal Likelihood-Funktion  $\ell(D, E | \alpha, \beta)$ .

mit Normalisierungskonstante  $c > 0$  und A-priori-Verteilung<sup>4</sup>

$$\pi(\alpha, \beta) = \exp \left( -\frac{\gamma_\alpha}{2} \sum_{x=2}^{97} (\alpha_{x+1} - \alpha_x)^2 - \frac{\gamma_\beta}{2} \sum_{x=2}^{97} (\beta_{x+1} - \beta_x)^2 \right), \quad (10.3)$$

mit Regularisierungsparametern  $\gamma_\alpha = 200$  und  $\gamma_\beta = 3.000.000$ .

Wird keine bzw. eine uninformative A-priori-Verteilung angesetzt, d.h.  $\pi(\alpha, \beta) = 1$  und demzufolge analog zu Maximum Likelihood, so sind die resultierenden Schätzwerte der Parameter typischerweise nicht glatt entlang dem Alter und haben insbesondere nur eine geringe Vorhersagekraft. Ein Bayessches Setting erlaubt die Berücksichtigung von nahezu beliebigen Regularisierungstermen in der A-posteriori-Verteilung, sodass die Regularisierung direkt im Zuge der Parameterschätzung durchgeführt wird. Konkret wird in (10.3) einen 'uneigentliche' Gaussche A-priori-Verteilungen mit Erwartungswert 0 und 'uneigentlicher' inverser Kovarianzmatrix herangezogen.

Aufgrund der Regularisierung wird das Schätzproblem hochdimensional, sodass Methoden zur deterministischen Optimierung nicht mehr anwendbar sind. Stattdessen werden via Markov Chain Monte Carlo (kurz: MCMC) Samples der A-posteriori-Verteilung gezogen, siehe [20]. Für die hier durchgeführte Anwendung werden 100.000 Samples gezogen, wobei die Parameter als Mittelwert der letzten 50.000 Samples ermittelt werden. Als Startwerte dienen die ungeglätteten, durch MCMC mit  $\pi(\alpha, \beta) = 1$  ermittelten Schätzwerte.

Im finalen Schritt werden die Parameter deterministisch geglättet, wobei die Differenz zu den regularisierten MCMC-Parametern gering ausfällt. Für hohe Alter – bei Frauen ab 98 und bei Männern ab 92 – werden die Parameter exponentiell extrapoliert. Die Auswirkungen unterschiedlicher Arten von Extrapolationen für hohe Alter auf die Rentenbarwerte sind üblicherweise gering.

### 10.3.3 MODELLSELEKTION

#### TRENDREDUKTION

Die Funktion  $G(t)$  kann um altersabhängige Parameter für Stärke  $\eta_x$  und Lokation  $\zeta_x$  der Trendreduktion erweitert werden. Dies ergibt folgende funktionale Form:

$$G_0(t) = \frac{1}{\eta_x} \arctan(\eta_x(t - 2017 - \zeta_x)). \quad (10.4)$$

Je höher der Wert von  $\eta_x$ , umso stärker ist die Trendreduktion ab dem Basisjahr  $2017 + \zeta_x$ , bzw. in symmetrischer Weise die Trendbeschleunigung vor dem Basisjahr. Ein negativer Wert  $\zeta_x$  bedeutet, dass sich der exponentielle Trend im Jahr 2017 bereits in einer Trendreduktion befindet.

<sup>4</sup> Die Alter 0 und 1 werden nicht in die A-priori-Verteilung integriert, da aufgrund der höheren Säuglingssterblichkeit die Schätzwerte von  $\alpha_x$  und  $\beta_x$  von den darauffolgenden Altern stark abweichen.

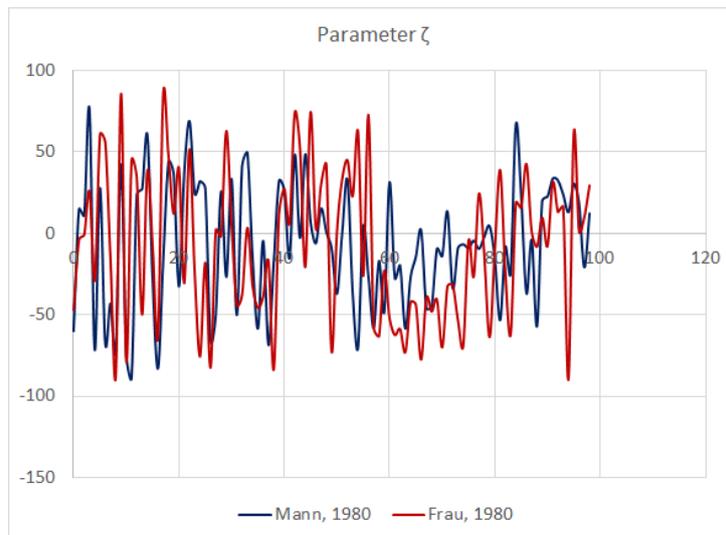


Abbildung 10.4: Ungeglättete Werte Parameter  $\zeta_x$  basierend auf dem Zeitfenster 1980 – 2017.

Die Parameter  $\zeta_x$  fluktuieren bei Verwendung einer uninformativen A-priori-Verteilung, siehe Abbildung 10.4, stark. Auch unter Verwendung einer A-priori-Verteilung zur Glättung bzw. zur Regularisierung ist eine konsistente MCMC-Schätzung nicht möglich – verschiedene Startwerte führen zu verschiedenen Ergebnissen. Einzig um die Alter 60 bis 70 Jahre ist  $\zeta_x$  für beide Geschlechter großteils negativ. Dies deckt sich mit der Argumentation in Kapitel 10.5.2, in dem ein Trendbruch um das Jahr 2008 für die Altersgruppe 60 bis 70 Jahre ermittelt wird. Daher wird aus Konsistenzgründen der Parameter  $\zeta_x$  konstant gesetzt und als Basisjahr  $t_0 = 2008$ , d.h.  $\zeta_x = -9$ , gewählt. Somit vereinfacht sich (10.4) zu

$$G_1(t - t_0) = \frac{1}{\eta_x} \arctan(\eta_x(t - t_0)) .$$

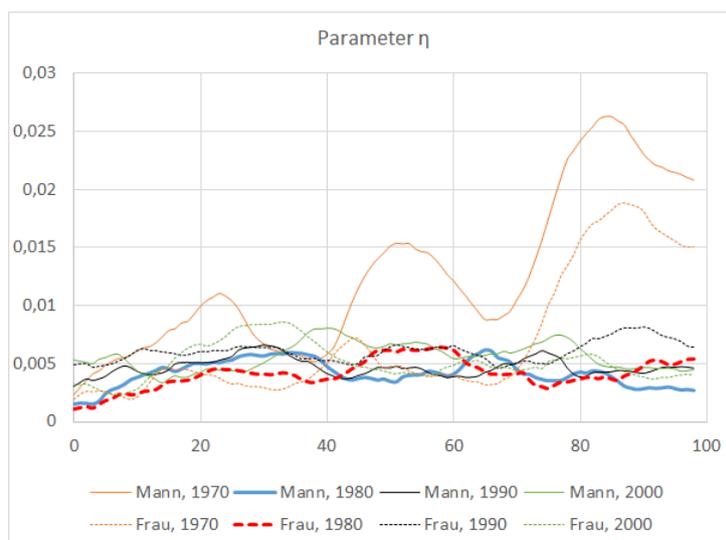


Abbildung 10.5: Parameter  $\eta_x$  basierend auf verschiedenen Zeitfenstern.

Werden für verschiedene Zeitfenster die Parameter  $\alpha_x$ ,  $\beta_x$  und  $\eta_x$  analog zu (10.2) und (10.3) altersabhän-

gig via MCMC bestimmt, so können folgende Beobachtungen in Hinblick auf den Trendreduktionsparameter  $\eta_x$  gemacht werden, siehe Abbildung 10.5:

1. Zeitfenster 1980–2017, 1990–2017, 2000–2017:
  - (a) Es ist nur eine geringe Trendreduktion zu beobachten.
  - (b)  $\eta_x$  ist stabil über alle Altersgruppen, sodass eine konstante Wahl des Parameters plausibel ist.
  - (c) Als Benchmark für die Wahl  $\eta_x = 0,005$  dient die Trendreduktion für Frauen/Männer aus dem Zeitfenster 1980–2017. Dies entspricht einer Halbierung des momentanen Trends alle 200 Jahre, siehe Kainhofer, Predota, und Schmock [21].
  - (d) Basierend auf den Daten der österreichischen Gesamtbevölkerung ab 1980 kann die Annahme keiner Trendreduktion als aktuariell zulässig bewertet werden.
2. Zeitfenster 1970–2017:
  - (a) Für Frauen ab 70 Jahre und Männer allgemein wird eine höhere Trendreduktion beobachtet.
  - (b) Grund dafür ist, dass in der Schätzung die langsamere Sterblichkeitsverbesserung bis 1980, vermutlich bedingt durch Nachwirkungen des 2. Weltkrieges, mitberücksichtigt wird, siehe Abbildungen 10.6 und 10.7.
  - (c) Das Zeitfenster 1970 – 2017 wird in der Erstellung dieser Tafel daher nicht verwendet.

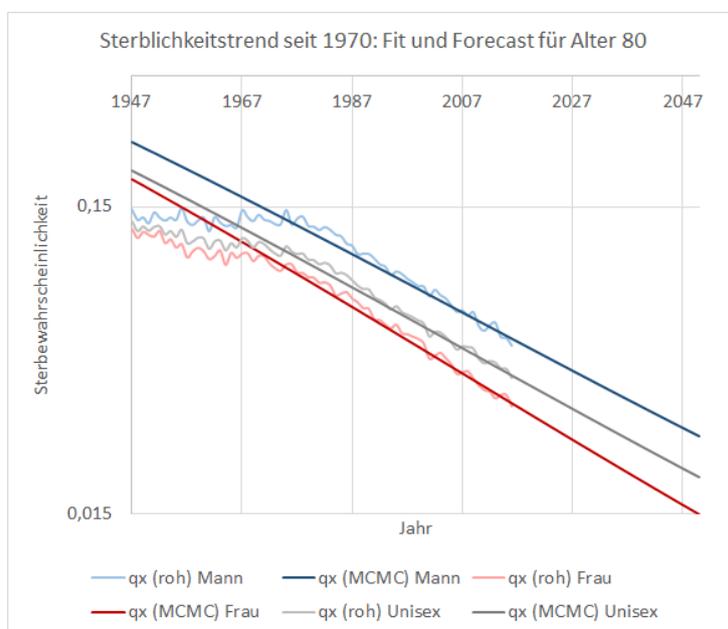


Abbildung 10.6: Sterbewahrscheinlichkeiten für Alter 80 mit Trend basierend auf Zeitfenster 1970–2017.

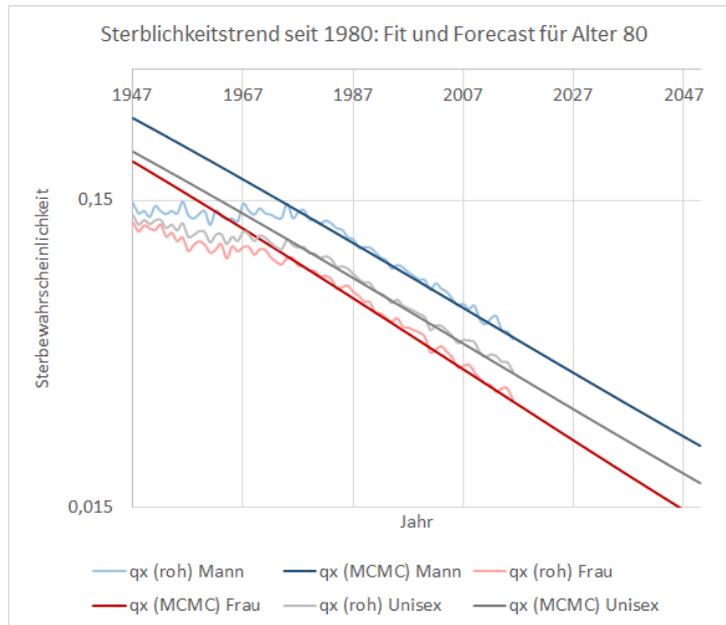


Abbildung 10.7: Sterbewahrscheinlichkeiten für Alter 80 mit Trend basierend auf Zeitfenster 1980–2017.

## ZEITFENSTER

In etwa um das Jahr 1970 kann in der Sterblichkeit in Österreich ein Trendbruch beobachtet werden, siehe z.B. Prskawetz und Carter [22]. Die niedrigeren Werte der Trendbeschleunigung  $\eta_x$  für das Zeitfenster ab 1980 bzw. 1990, sowie der Verlauf der Sterberaten für repräsentative Alter in Abbildungen 10.8 und 10.9) machen diesen Effekt sichtbar.

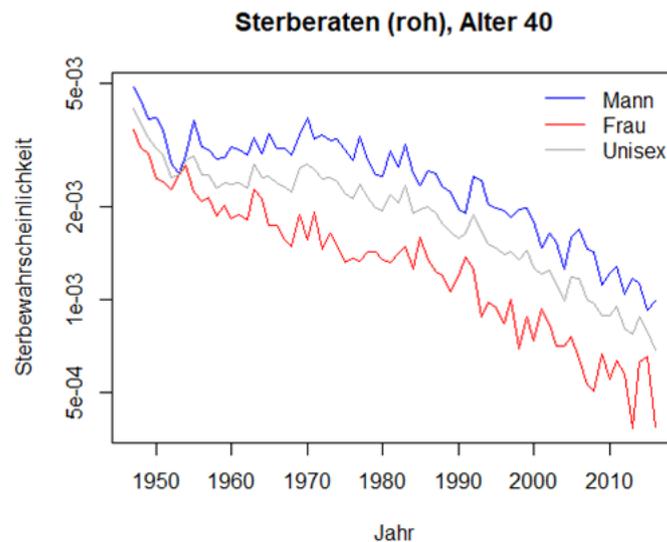


Abbildung 10.8: Sterberaten der österreichischen Bevölkerung für Alter 40.

### Sterberaten (roh), Alter 67

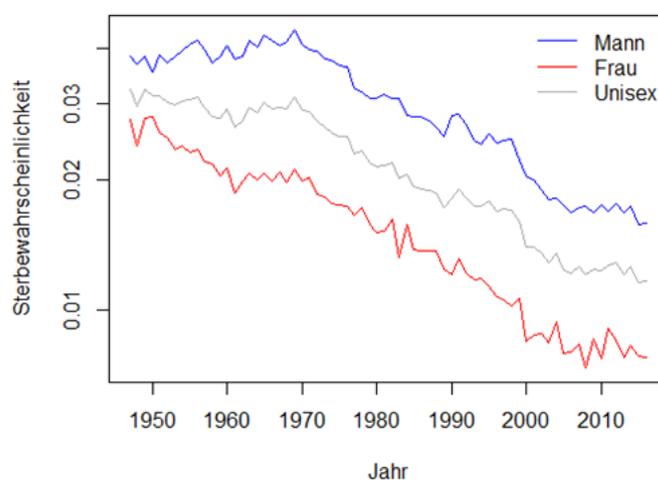


Abbildung 10.9: Sterberaten der österreichischen Bevölkerung für Alter 67.

Somit ergibt sich das Trendfenster 1980-2017 als bevorzugte Option, da in der Schätzung der Trendbruch um 1970 nicht berücksichtigt wird. Kürzere Trendfenster ab 1990 und insbesondere ab 2000 werden aufgrund der geringeren Anzahl an Beobachtungen und der damit verbundenen stärkeren Gewichtung von kurzfristigen Trends nicht empfohlen, siehe Abbildung 10.10.

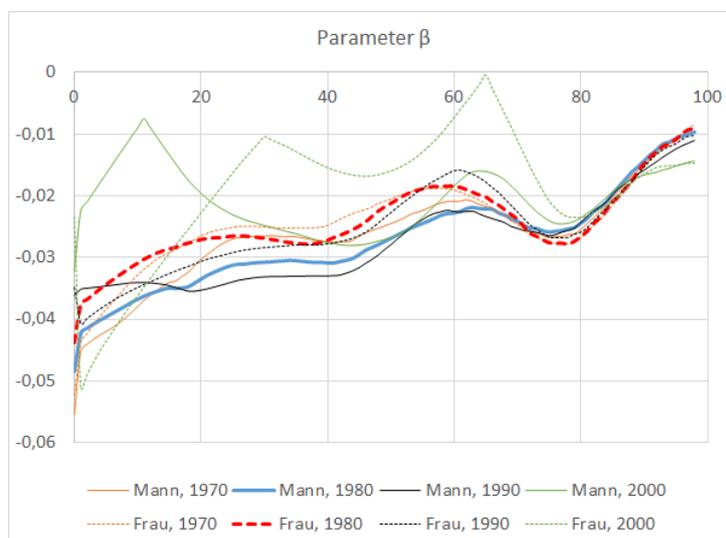


Abbildung 10.10: Sterblichkeitstrend  $\beta_x$  für unterschiedliche Trendfenster.

#### 10.3.4 REGULARISIERUNGSPARAMETER

Die Regularisierungsparameter  $\gamma_\alpha = 200$  und  $\gamma_\beta = 3.000.000$  werden durch Kreuzvalidierung bestimmt. Dazu werden für die Jahresfenster 1967–1987, 1977–1997, 1987–2007 die Parameter  $(\alpha_x, \beta_x)$  via MCMC für diverse Kombinationen  $\gamma_\alpha, \gamma_\beta$  bestimmt (in-sample). Das Paar  $\gamma_\alpha = 200$  und  $\gamma_\beta = 3.000.000$  mi-

nimiert unter den verwendeten Parameterkombinationen den mittleren quadratischen Abstand zu den realisierten Sterberaten der darauffolgenden neun Jahre (out-of-sample).

## 10.4 TREND DER ASVG-PENSIONISTINNEN UND ASVG-PENSIONISTEN

Um die Anwendbarkeit des Sterblichkeitstrends der österreichischen Gesamtbevölkerung auf den Bestand der ASVG-Pensionistinnen und ASVG-Pensionisten zu plausibilisieren, werden die zugehörigen Sterblichkeitstrends verglichen. Wie im Folgenden für Bezieher und Bezieherinnen von Alterspension aus dem Angestelltenbestand ausgeführt wird, sind keine signifikanten Unterschiede im Niveau der Sterblichkeitsverbesserung zu erkennen. Dies legt nahe, dass der Gesamtbevölkerungstrend auch für ASVG-Pensionistinnen und ASVG-Pensionisten anwendbar ist.

Da die Datenbasis für diverse Alter für eine konsistente Trendbestimmung von ASVG-Pensionistinnen und ASVG-Pensionisten zu gering ist, wird als A-priori-Verteilung der Trend der Gesamtbevölkerung über das Trendfenster 1990 – 2017 herangezogen, wobei

$$\pi^*(\alpha', \beta') = \exp \left( -\frac{\gamma_{\alpha'}}{2} \sum_{x=2}^{97} (\alpha'_{x+1} - \alpha'_x - (\alpha_{x+1} - \alpha_x))^2 - \frac{\gamma_{\beta'}}{2} \sum_{x=2}^{97} (\beta'_{x+1} - \beta'_x - ((\beta_{x+1} - \beta_x)))^2 \right).$$

D.h.  $\pi^*(\alpha', \beta')$  bestraft Abweichungen von der Form der Sterblichkeit  $\alpha_x$  und des Trends  $\beta_x$  der Gesamtbevölkerung, nicht allerdings Verschiebungen im Gesamtniveau. Abbildung 10.11 zeigt, dass die Sterblichkeitstrends  $\beta_x$  für die Gesamtbevölkerung seit 1990 sowie  $\beta'_x$  für ASVG-Alterspensionistinnen und ASVG-Alterspensionisten aus dem Angestelltenbestand seit 2000 auf ähnlichem Niveau liegen. Eine Anwendung des Sterblichkeitstrends der Gesamtbevölkerung auf den Teilbestand der ASVG-Pensionistinnen und ASVG-Pensionisten wird daher als angemessen beurteilt.

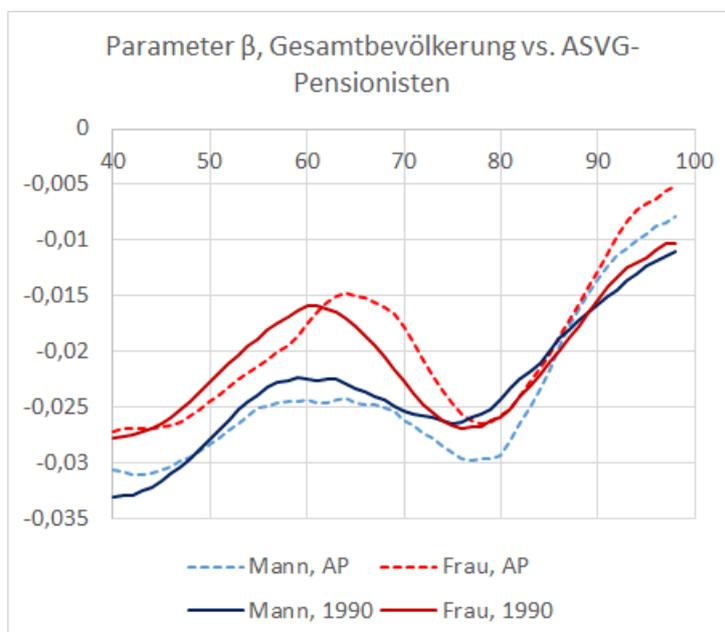


Abbildung 10.11: Sterblichkeitstrend  $\beta_x$  für die Gesamtbevölkerung seit 1990 sowie  $\beta'_x$  für ASVG-Alterspensionistinnen und ASVG-Alterspensionisten aus dem Angestelltenbestand seit 2000.

## 10.5 WEITERE BEOBACHTUNGEN

### 10.5.1 LEBENSERWARTUNG

Basierend auf der eingeführten Notation ergibt sich die gestutzte Lebenserwartung im Jahr  $t = 2018$  als  $e_x(t) = \mathbb{E}[K_x(t)] = \sum_{k=1}^{\infty} {}_k p_x(t)$ , wobei die Überlebenswahrscheinlichkeiten über  $k \in \mathbb{N}$  Jahre gegeben sind durch  ${}_k p_x(t) := \prod_{j=0}^{k-1} (1 - q_{x+j}(t+j))$  und wo  $K_x(t)$  die Anzahl an vollendeten zukünftigen Lebensjahren einer Person des Alters  $x$  bezeichnet. Die folgende Werte werden für die österreichische Gesamtbevölkerung errechnet, wobei die regularisierten MCMC-Parameter mit linearer Extrapolation für Alter 85+ verwendet werden:

Tabelle 10.1: Lebenserwartung  $e_x(t)$  in Jahren im Jahr  $t = 2018$ .

Alter in 2018	0 (bei Geburt)	20	40	60	80
Mann	91,2	69,0	46,4	25	8,3
Frau	93,6	72,2	50,1	28,7	9,9
Unisex	92,4	70,5	48,2	26,9	9,3

### 10.5.2 TRENDABSCHWÄCHUNG SEIT 2008 JA ODER NEIN?

In den letzten 10 Jahren konnte in diversen Ländern eine Abschwächung des Sterblichkeitstrends über viele Alter hinweg beobachtet werden, z.B. für UK siehe [23]. Im Folgenden wird auf die Situation in Österreich eingegangen.

Aufgrund der Flexibilität in der Modellwahl kann MCMC dazu verwendet werden, um Trendbrüche zu erkennen (engl. 'change point detection'), indem Sterbewahrscheinlichkeiten beispielsweise als

$$q_x^*(t) = \frac{1}{2} \exp(\alpha_x + \beta_x G(t - t_0) + \beta_x^* G^*(t - t_0, x) 1_{\{t \geq \tau_x\}})$$

definiert werden, wobei als Basisjahr  $t_0 = 2017$  gewählt ist und

$$G^*(t, x) = 200 \arctan\left(\frac{1}{200}(t - t_0)\right) - 200 \arctan\left(\frac{1}{200}(\tau_x - t_0)\right).$$

Der zusätzliche positive oder negative Trend mit Höhe  $\beta_x^*$  wirkt somit ab dem Trendbruch  $2017 - \tau_x$ . Aus den Abbildungen 10.12 und 10.13 kann abgeleitet werden, dass für die Altersgruppe 60-70 (Unisex) ein Trendbruch stattgefunden hat und sich seitdem der Trend um dem Wert  $\beta_x^* \approx 0,02$  verringert hat. Für alle anderen Altersgruppen ist der Beginn des Trendbruchs  $\tau_x$  nicht signifikant.

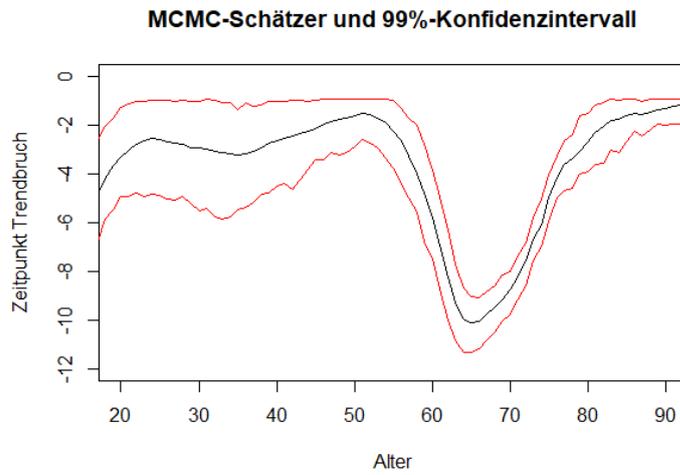


Abbildung 10.12: Zeitpunkt des Trendbruchs Unisex.

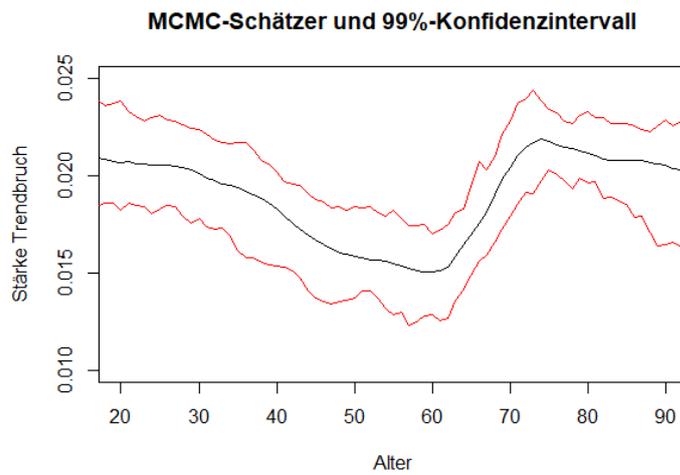


Abbildung 10.13: Stärke des Trendbruchs Unisex.

### Sterbewahrscheinlichkeiten mit Trendbruch für Alter 67

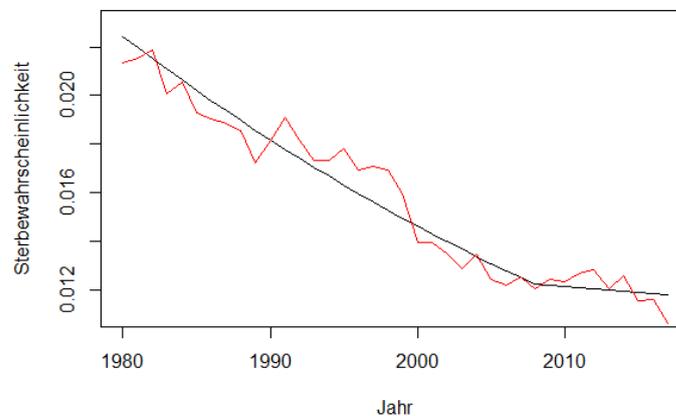


Abbildung 10.14: Trendbruch Alter 67 Unisex.

Es stellt sich die Frage nach dem Grund für diese Verlangsamung der Sterblichkeitsverbesserung in den Altern 60 bis 70 Jahre. Zwei entgegengesetzte Effekte können für diese Altersgruppe beobachtet und als mögliche Erklärungen herangezogen werden:

- Effekt von Todesursachen: Die Verbesserung der Sterblichkeit bei Kreislauferkrankungen war der Trendtreiber bis 2008. Seitdem wurde kaum mehr eine Verbesserung des Sterblichkeitsniveaus beobachtet. Die führende Todesursache, und somit auch Trendtreiber, ist seitdem bösartige Neubildungen (Krebs) mit geringem Trend. Eine Verlagerung dieses Effektes in höhere Alter ist nicht auszuschließen, siehe Abbildungen 10.15 und 10.16. Ob dieser Effekt temporär ist, Bedarf der Beobachtung der weiteren Sterblichkeitsentwicklung.
- Kohorteneffekt: Die Generation, die im bzw. unmittelbar nach dem 2. Weltkrieg geboren wurde, weist erhöhte Sterblichkeiten auf. In Abbildung 10.17 ist dies als gelbe Diagonale im rechten Teil der Grafik zu erkennen, wo realisierter Sterberaten größer sind als die errechneten Schätzwerte.

Während der Kohorteneffekt nahelegt, dass es sich bei der Trendabflachung für die Altersgruppe 60–70 um einen temporären Effekt handelt, so hängt der Effekt von Todesursachen stark von zukünftigen medizinischen Entwicklungen und Behandlungserfolgen ab. Es erscheint plausibel, dass sich beide Effekte in höhere Altersgruppen verschieben werden.

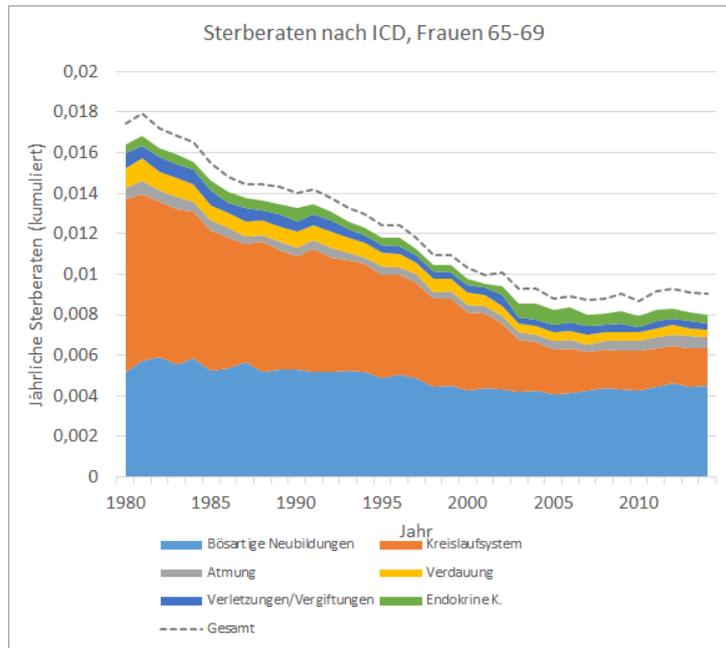


Abbildung 10.15: Führende Todesursachen nach ICD10 für Frauen im Alter 65 bis 69 nach Statistik Austria.

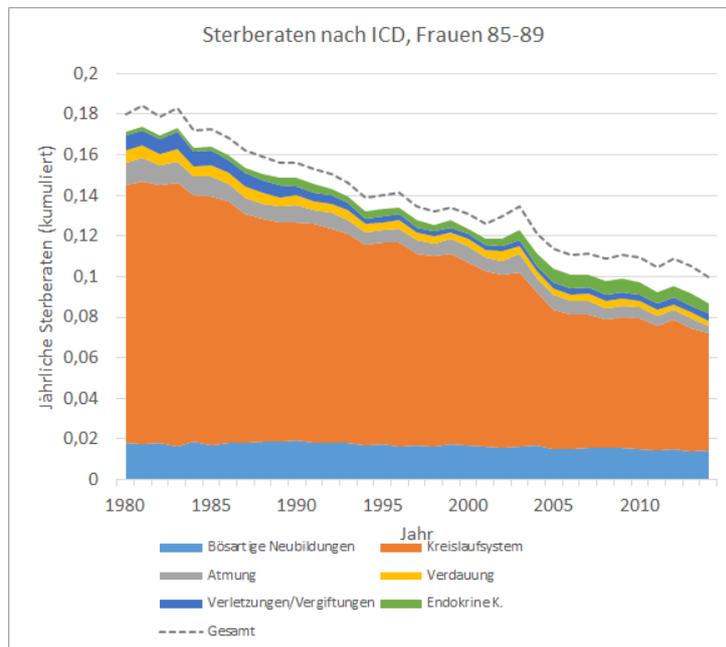


Abbildung 10.16: Führende Todesursachen nach ICD10 für Frauen im Alter 85 bis 89 nach Statistik Austria.

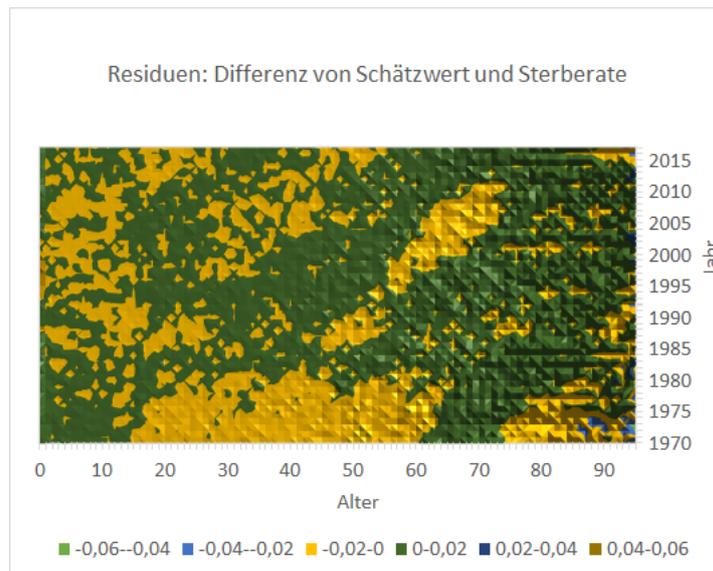


Abbildung 10.17: Kohorteneffekte: Schätzwerte für Sterblichkeiten minus realisierter Sterberaten (gelbe Diagonalen im rechten Teil des Bildes zeigen Kohorten mit erhöhter Sterblichkeit).

### 10.5.3 VERGLEICH MIT LEE-CARTER

Der Trendparameter  $\beta_x$  kann mit dem korrespondierenden (meist gleich bezeichnetem) Parameter aus dem Lee-Carter-Modell verglichen werden. Für eine ausführliche Herleitung und entsprechende Skalierung von Lee-Carter siehe [21], sowie die darin angegebenen Referenzen.

Abbildung 10.18 zeigt, dass die MCMC-Ergebnisse sehr nahe an dem Lee-Carter-Trend liegen. Beide Modelle erscheinen aus aktuarieller Sicht zulässig.

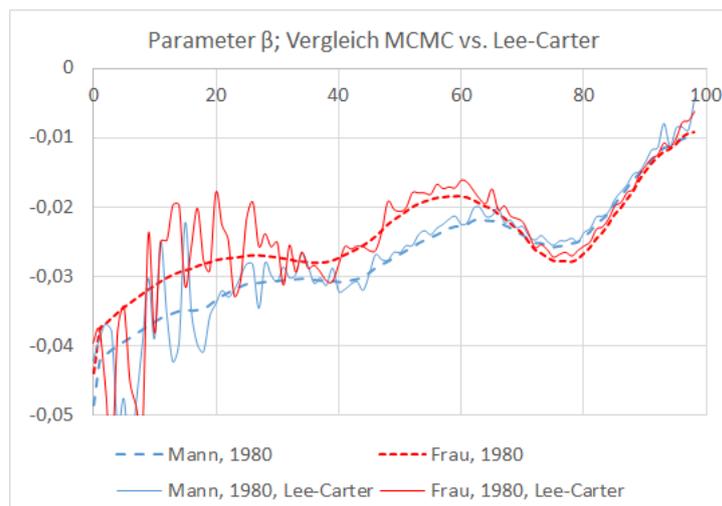


Abbildung 10.18: Unglätzte Werte für  $\beta_x$  aus dem Lee-Carter-Modell verglichen mit den regularisierten MCMC-Schätzwerten.

# **Teil III**

## **Vergleiche**

# Kapitel 11

## Vergleiche

Auf den folgenden Seiten sollen einerseits die Übergangswahrscheinlichkeiten der Tafel AVÖ 2018-P grafisch den Vergleichswerten gegenübergestellt werden. Insbesondere werden folgende Gesamtheiten und Bestände verglichen:

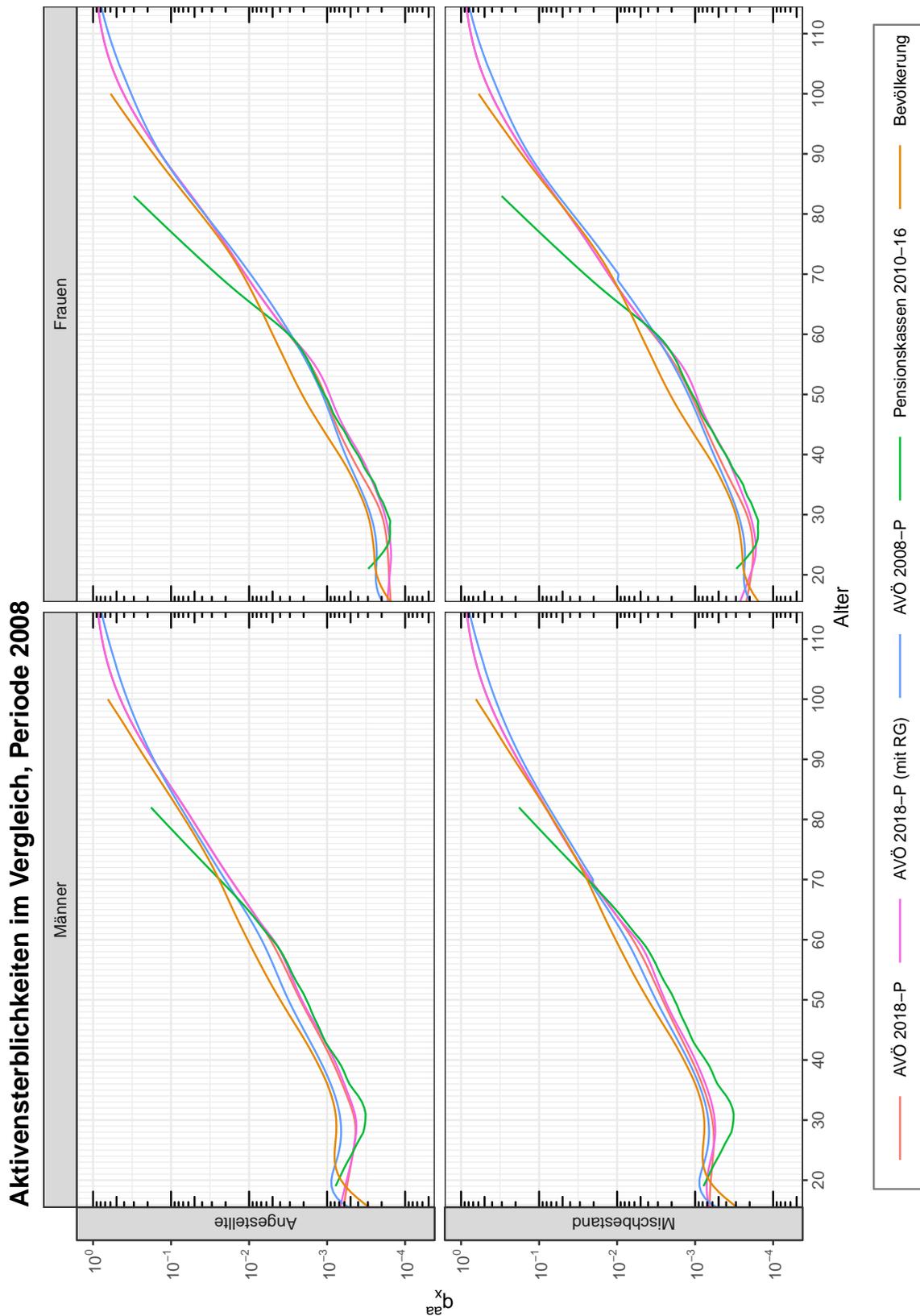
- Übergangswahrscheinlichkeiten der Pensionstafel AVÖ 2018-P (Angestellte und Mischbestand)
- Übergangswahrscheinlichkeiten der Pensionstafel "AVÖ 2008-P – Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung – Pagler & Pagler" (Angestellte und Mischbestand)
- Sterblichkeit, Partnerwahrscheinlichkeiten und Trend der Gesamtbevölkerung (basierend auf Daten der Statistik Austria)
- Sterblichkeiten der Anwartschaftsberechtigten, Eigenpensionisten und Witwenpensionisten der Pensionskassen

Der grafische Vergleich liefert bereits erste Indikationen, in welchen Bereichen große Diskrepanzen auftreten, bzw. inwieweit die Übergangswahrscheinlichkeiten im Vergleich mit den Referenzwerten plausibel sind.

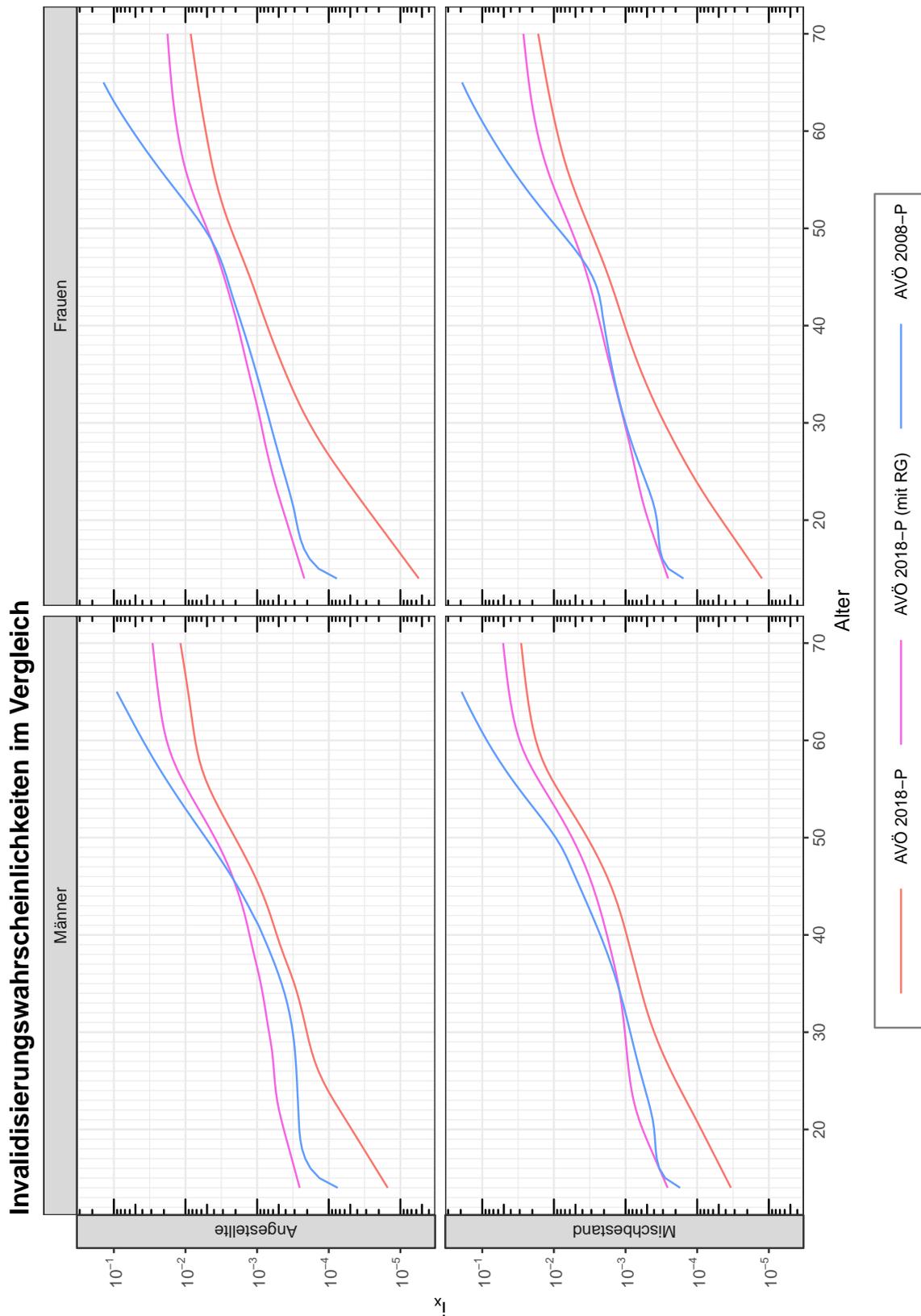
In einem zweiten Schritt werden jedoch die Anwartschaften und Barwerte nach der Tafel AVÖ 2018-P für verschiedene Zinssätze mit den korrespondierenden Werten der Tafel AVÖ 2008-P verglichen (jeweils im Beobachtungsjahr 2018), um die Auswirkung der Tafelumstellung auch quantitativ besser verstehen zu können.

### 11.1 GRAFISCHE TAFELVERGLEICHE MIT DER TAFEL AVÖ 2008-P, DEN PENSIONS-KASSEN UND DER GESAMTBEVÖLKERUNG

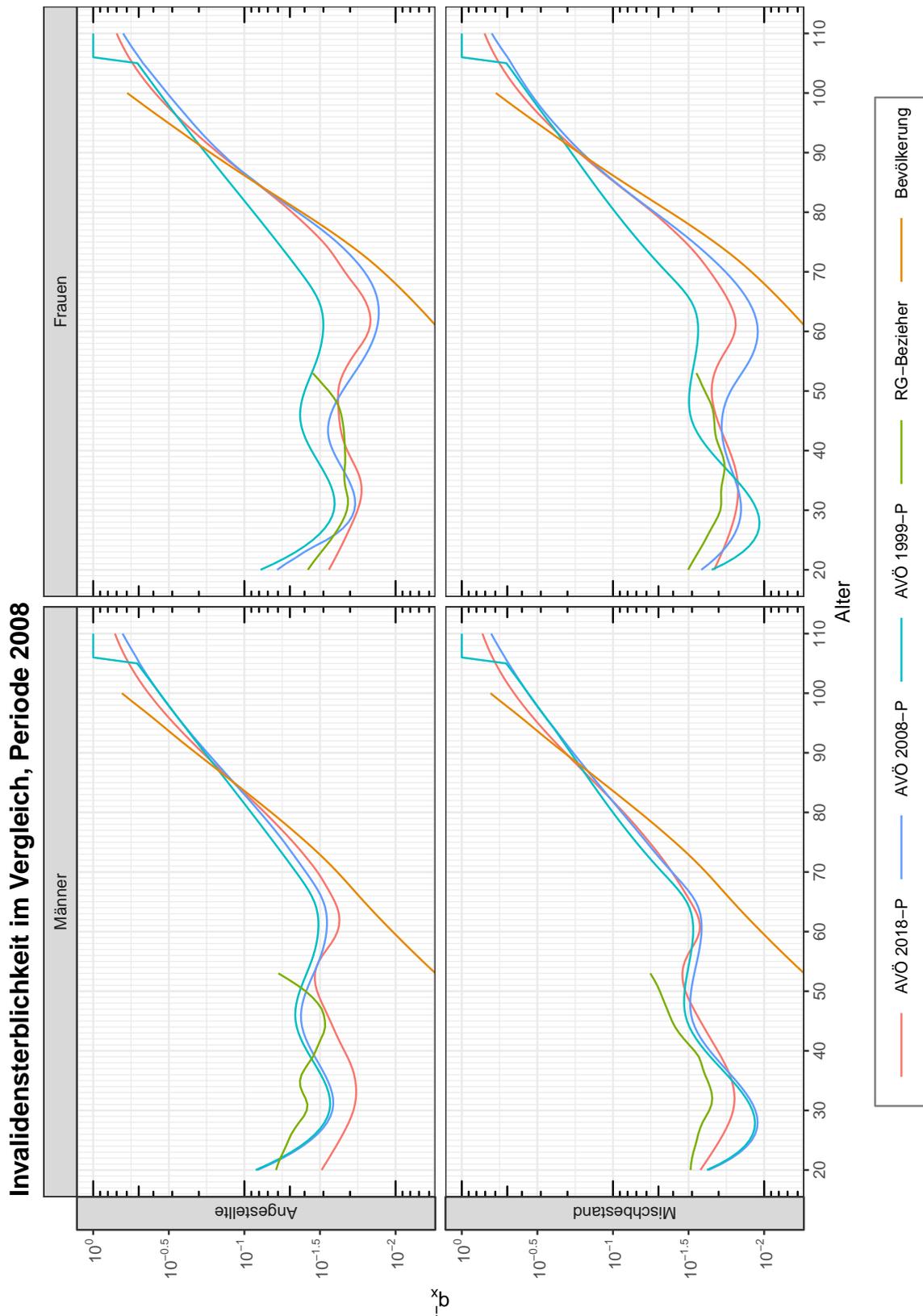
## AKTIVENSTERBLICHKEIT



## INVALIDISIERUNGSWAHRSCHEINLICHKEIT

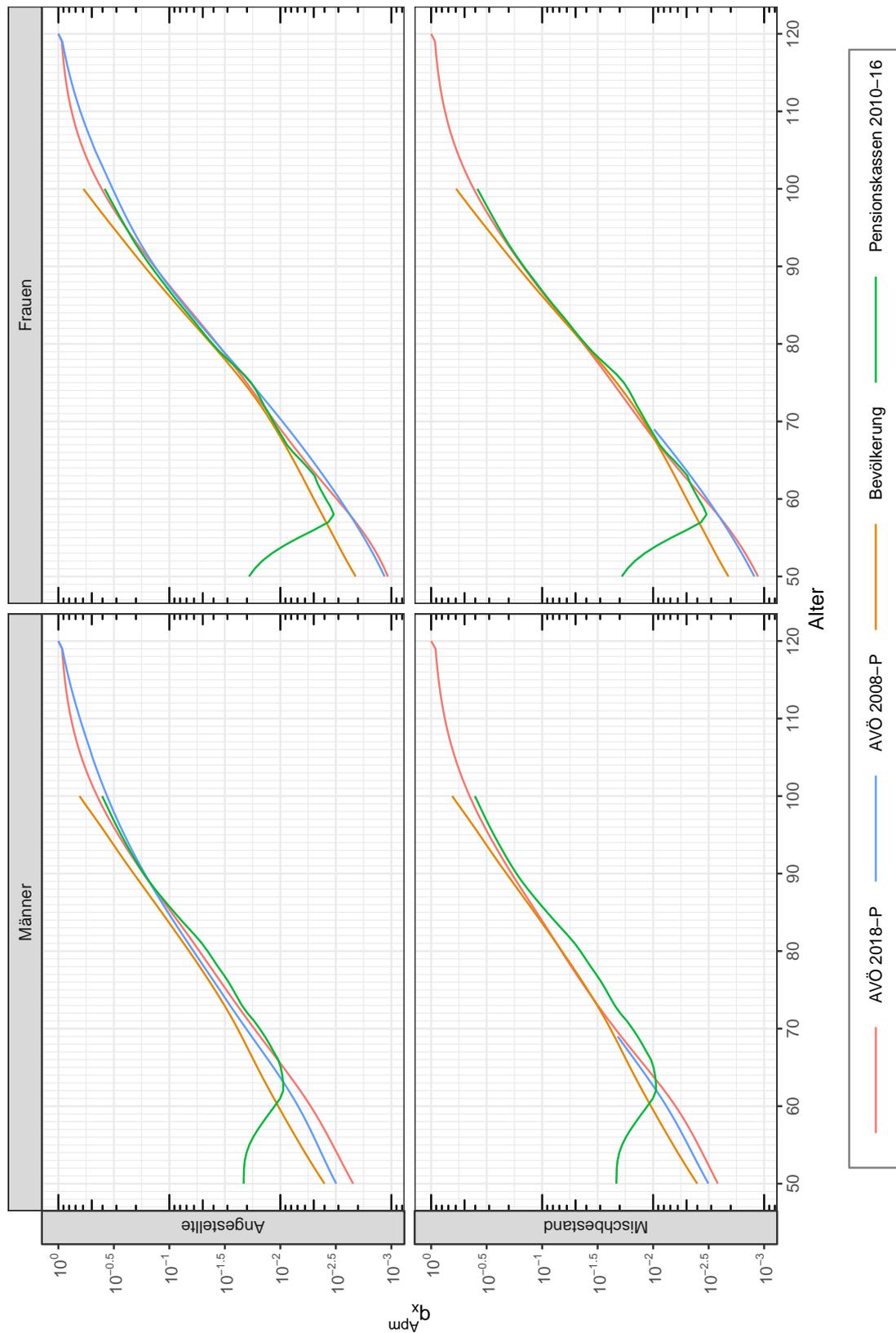


## INVALIDENSTERBLICHKEIT

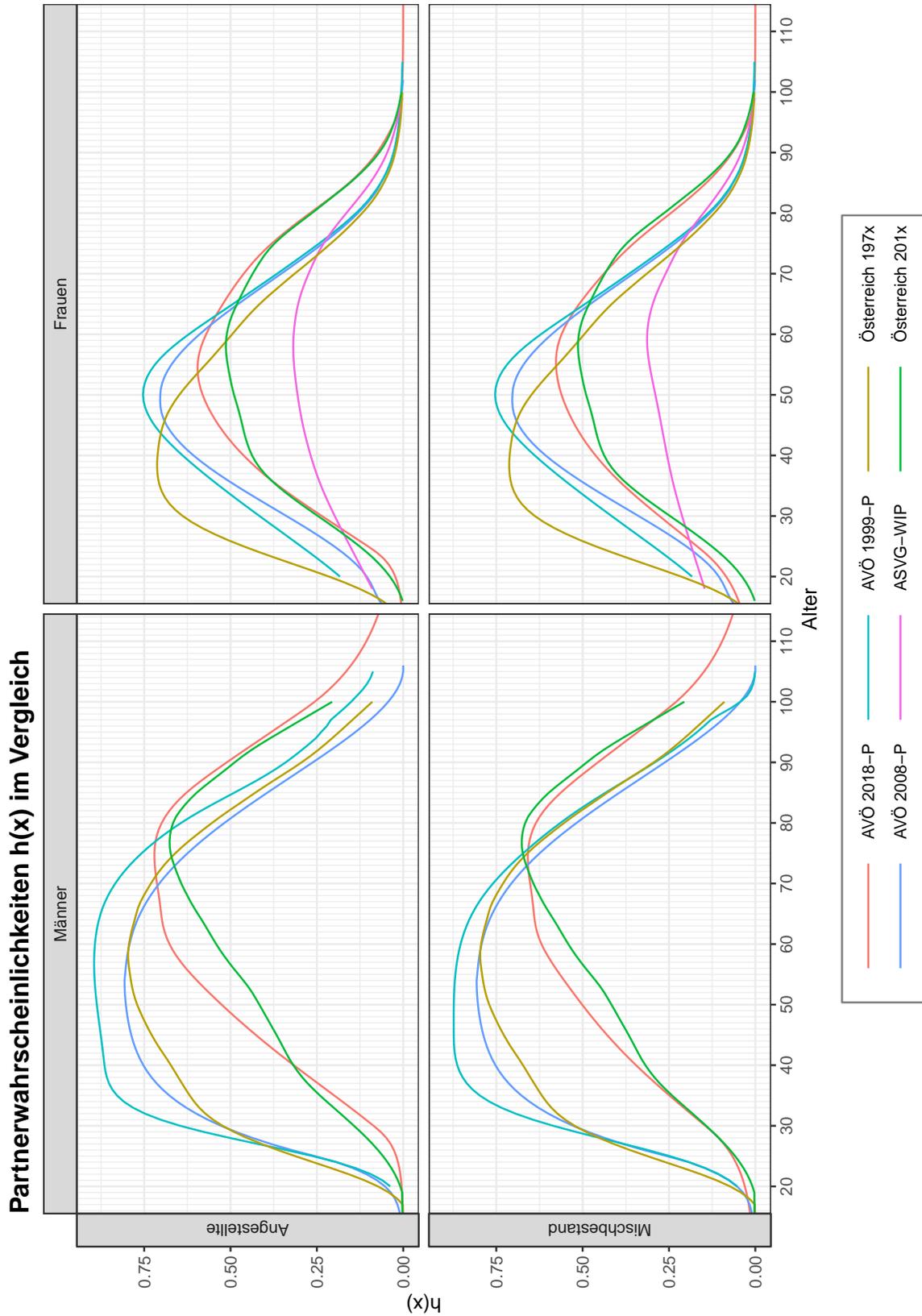


## ALTERSPENSIONISTENSTERBLICHKEIT

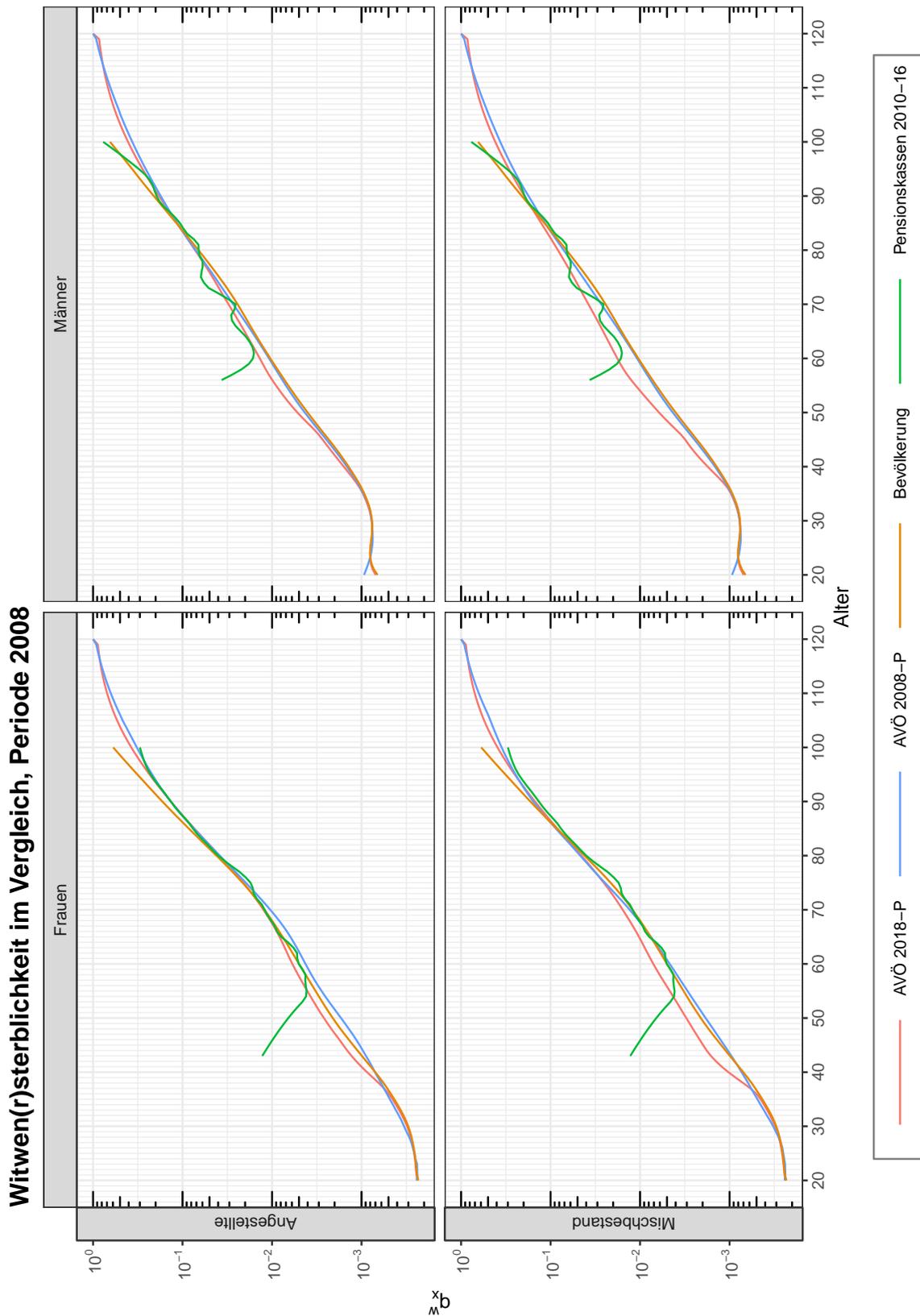
Alterspensionistensterblichkeit im Vergleich, Periode 2008



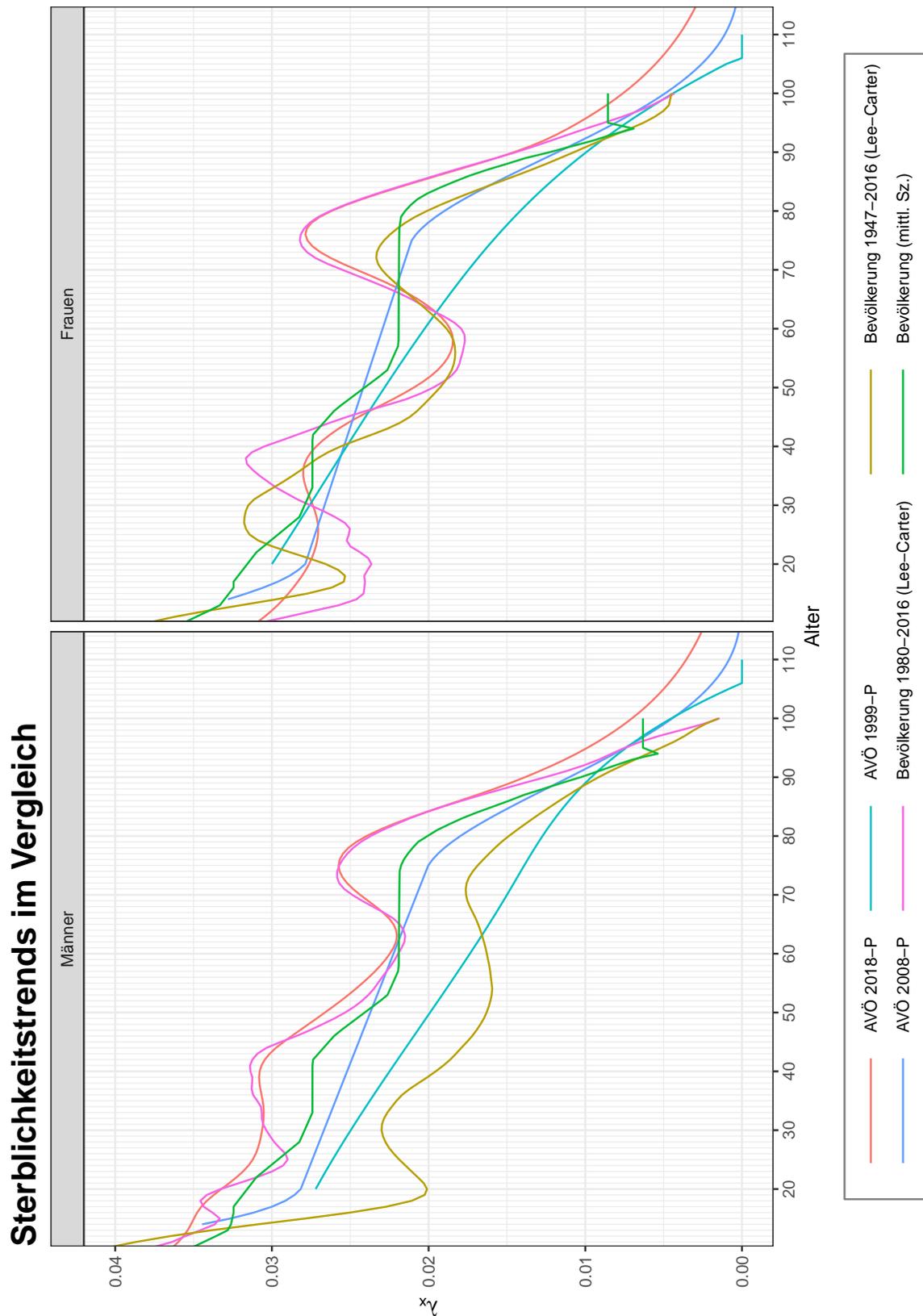
## PARTNERWAHRSCHEINLICHKEIT IM TODESZEITPUNKT



## WITWEN(R)STERBLICHKEIT



## STERBLICHKEITSTREND



## 11.2 VERGLEICHE DER BARWERTE UND ANWARTSCHAFTEN DER TAFELN AVÖ 2018-P UND AVÖ 2008-P

In den Vergleichsrechnungen der Barwerte und Anwartschaften der Tafel AVÖ 2018-P mit jenen der bisherigen Tafel AVÖ 2008-P werden folgende Annahmen getroffen:

- Sämtliche Werte gelten für das Beobachtungsjahr 2018, d.h. der Wert für Alter 20 bezieht sich auf eine im Jahr 1998, der Wert für Alter 60 auf eine im Jahr 1958 geborene Person.
- Alle Werte sind mit der Tafel für den Angestelltenbestand berechnet.
- Es wurde keine Trendabschwächung angesetzt.
- Als Pensionsalter wird ein Alter von 65 Jahren angesetzt.
- Es wird keine Reaktivierung angenommen (auch nicht im Fall, dass RehaGeld als Invalidität zählt). Wird Reaktivierung aus dem RehaGeld bei der Berechnung berücksichtigt, sinken dadurch die Barwerte und Anwartschaften auf Invaliditätspension, jene auf Witwenpension steigen aufgrund der höheren Sterblichkeit der Invaliditätspensionisten leicht.
- Invaliditätspensionisten gehen mit Erreichen des Pensionsalter in Alterspension über. Insofern sind sämtliche Invaliditätspensionen abgekürzt bis zum Pensionsalter und nicht lebenslang.

### 11.2.1 ANWARTSCHAFTEN DER AKTIVEN AUF INVALIDITÄTS-, ALTERS- UND WITWENPENSION

#### AKTIVEN-ANWARTSCHAFTEN AUF IP, AP UND WIP, NUR UNBEFRISTETE INVALIDITÄTSPENSION

Tabelle 11.1: Anwartschaften von aktiven Angestellten, nur unbefristete IP, IP gehen mit Erreichen des Pensionsalter in AP über (d.h. alle IP nur bis Alter 65)

Zins	Alter	AVÖ 2008-P			AVÖ 2018-P			Veränderung		
		Anw.IP	Anw.AP	Anw.WIP	Anw.IP	Anw.AP	Anw.WIP	Anw.IP	Anw.AP	Anw.WIP
<b>Männer</b>										
0.0%	20	2.114	24.076	6.487	0.724	27.376	6.690	-65.7%	+13.7%	+3.1%
	25	2.062	23.515	6.811	0.706	26.784	6.886	-65.8%	+13.9%	+1.1%
	30	2.007	22.919	7.103	0.676	26.162	7.083	-66.3%	+14.1%	-0.3%
	35	1.949	22.307	7.361	0.639	25.518	7.277	-67.2%	+14.4%	-1.1%
	40	1.880	21.704	7.567	0.591	24.869	7.456	-68.6%	+14.6%	-1.5%
	45	1.780	21.144	7.684	0.527	24.235	7.605	-70.4%	+14.6%	-1.0%
	50	1.600	20.682	7.667	0.436	23.654	7.695	-72.8%	+14.4%	+0.4%
	55	1.219	20.384	7.465	0.284	23.171	7.691	-76.7%	+13.7%	+3.0%
60	0.554	20.290	7.059	0.093	22.799	7.592	-83.2%	+12.4%	+7.5%	
2.5%	20	0.820	5.672	1.296	0.293	6.340	1.104	-64.3%	+11.8%	-14.8%
	25	0.895	6.295	1.556	0.320	7.051	1.309	-64.2%	+12.0%	-15.8%
	30	0.976	6.973	1.845	0.343	7.831	1.550	-64.9%	+12.3%	-16.0%
	35	1.064	7.715	2.167	0.361	8.687	1.831	-66.1%	+12.6%	-15.5%
	40	1.150	8.535	2.517	0.371	9.630	2.151	-67.7%	+12.8%	-14.6%
	45	1.219	9.456	2.873	0.368	10.677	2.506	-69.8%	+12.9%	-12.8%
	50	1.219	10.520	3.200	0.336	11.859	2.882	-72.4%	+12.7%	-10.0%
	55	1.026	11.796	3.452	0.240	13.224	3.253	-76.6%	+12.1%	-5.8%
60	0.509	13.360	3.594	0.085	14.816	3.612	-83.2%	+10.9%	+0.5%	
4.0%	20	0.477	2.479	0.543	0.175	2.747	0.402	-63.3%	+10.8%	-25.9%
	25	0.554	2.965	0.703	0.205	3.293	0.519	-63.1%	+11.1%	-26.3%
	30	0.645	3.539	0.895	0.233	3.942	0.667	-63.9%	+11.4%	-25.5%
	35	0.750	4.221	1.125	0.260	4.714	0.854	-65.3%	+11.7%	-24.1%
	40	0.867	5.033	1.396	0.284	5.634	1.085	-67.2%	+11.9%	-22.3%
	45	0.979	6.011	1.696	0.299	6.736	1.363	-69.5%	+12.1%	-19.6%
	50	1.042	7.210	2.002	0.289	8.069	1.682	-72.2%	+11.9%	-16.0%

Tabelle 11.1: Anwartschaften von aktiven Angestellten, nur unbefristete IP, IP gehen mit Erreichen des Pensionsalter in AP über (d.h. alle IP nur bis Alter 65) (Forts.)

Zins	Alter	AVÖ 2008-P			AVÖ 2018-P			Veränderung		
		Anw.IP	Anw.AP	Anw.WIP	Anw.IP	Anw.AP	Anw.WIP	Anw.IP	Anw.AP	Anw.WIP
	55	0.928	8.718	2.278	0.218	9.704	2.029	-76.5%	+11.3%	-10.9%
	60	0.485	10.647	2.492	0.081	11.728	2.402	-83.2%	+10.2%	-3.6%
6.0%	20	0.241	0.857	0.193	0.092	0.941	0.115	-61.8%	+9.8%	-40.4%
	25	0.301	1.130	0.274	0.116	1.243	0.165	-61.4%	+10.1%	-39.7%
	30	0.379	1.487	0.379	0.143	1.641	0.237	-62.4%	+10.4%	-37.5%
	35	0.480	1.956	0.516	0.172	2.165	0.336	-64.1%	+10.7%	-34.9%
	40	0.602	2.572	0.691	0.202	2.854	0.471	-66.4%	+11.0%	-31.9%
	45	0.739	3.388	0.903	0.229	3.764	0.649	-69.0%	+11.1%	-28.1%
	50	0.851	4.483	1.140	0.239	4.975	0.872	-72.0%	+11.0%	-23.5%
	55	0.815	5.980	1.379	0.193	6.603	1.138	-76.3%	+10.4%	-17.4%
	60	0.455	8.058	1.598	0.076	8.808	1.455	-83.2%	+9.3%	-8.9%
<b>Frauen</b>										
0.0%	20	2.861	27.242	1.025	0.722	29.801	1.045	-74.8%	+9.4%	+1.9%
	25	2.795	26.780	1.091	0.710	29.273	1.119	-74.6%	+9.3%	+2.5%
	30	2.709	26.305	1.149	0.688	28.725	1.190	-74.6%	+9.2%	+3.6%
	35	2.602	25.825	1.189	0.649	28.164	1.254	-75.1%	+9.1%	+5.5%
	40	2.468	25.353	1.198	0.587	27.598	1.304	-76.2%	+8.9%	+8.8%
	45	2.294	24.897	1.172	0.500	27.038	1.332	-78.2%	+8.6%	+13.7%
	50	2.063	24.459	1.115	0.378	26.501	1.332	-81.7%	+8.3%	+19.4%
	55	1.634	24.065	1.021	0.218	25.991	1.307	-86.7%	+8.0%	+28.1%
	60	0.797	23.710	0.875	0.068	25.547	1.250	-91.5%	+7.7%	+42.9%
2.5%	20	1.125	6.277	0.267	0.296	6.772	0.236	-73.7%	+7.9%	-11.6%
	25	1.231	7.007	0.322	0.328	7.559	0.288	-73.4%	+7.9%	-10.5%
	30	1.333	7.817	0.382	0.356	8.430	0.348	-73.3%	+7.8%	-8.8%
	35	1.428	8.719	0.444	0.374	9.395	0.416	-73.8%	+7.8%	-6.3%
	40	1.510	9.724	0.498	0.376	10.466	0.487	-75.1%	+7.6%	-2.2%
	45	1.563	10.851	0.537	0.353	11.661	0.556	-77.4%	+7.5%	+3.5%
	50	1.564	12.115	0.562	0.293	12.999	0.618	-81.2%	+7.3%	+9.9%
	55	1.371	13.549	0.562	0.185	14.504	0.672	-86.5%	+7.0%	+19.5%
	60	0.733	15.176	0.521	0.062	16.223	0.710	-91.5%	+6.9%	+36.4%
4.0%	20	0.662	2.713	0.129	0.178	2.909	0.104	-73.1%	+7.2%	-19.5%
	25	0.772	3.263	0.167	0.212	3.498	0.137	-72.6%	+7.2%	-17.9%
	30	0.889	3.922	0.212	0.245	4.204	0.179	-72.4%	+7.2%	-15.9%
	35	1.013	4.713	0.262	0.274	5.049	0.228	-72.9%	+7.1%	-12.9%
	40	1.138	5.664	0.311	0.292	6.063	0.285	-74.4%	+7.0%	-8.3%
	45	1.252	6.811	0.354	0.290	7.282	0.346	-76.9%	+6.9%	-2.1%
	50	1.332	8.195	0.389	0.254	8.751	0.407	-81.0%	+6.8%	+4.6%
	55	1.239	9.878	0.408	0.168	10.528	0.468	-86.5%	+6.6%	+14.8%
	60	0.697	11.925	0.393	0.059	12.699	0.521	-91.5%	+6.5%	+32.7%
6.0%	20	0.340	0.927	0.054	0.094	0.987	0.038	-72.4%	+6.4%	-29.3%
	25	0.428	1.228	0.077	0.122	1.308	0.056	-71.6%	+6.5%	-26.9%
	30	0.532	1.627	0.105	0.153	1.733	0.080	-71.2%	+6.5%	-24.3%
	35	0.653	2.155	0.140	0.185	2.295	0.111	-71.7%	+6.5%	-20.9%
	40	0.793	2.855	0.177	0.211	3.038	0.150	-73.4%	+6.4%	-15.6%
	45	0.941	3.785	0.214	0.225	4.024	0.195	-76.1%	+6.3%	-8.7%
	50	1.083	5.021	0.249	0.210	5.334	0.245	-80.6%	+6.2%	-1.7%
	55	1.085	6.673	0.276	0.148	7.078	0.301	-86.3%	+6.1%	+8.9%
	60	0.654	8.883	0.279	0.056	9.419	0.357	-91.5%	+6.0%	+28.1%

**AKTIVEN-ANWARTSCHAFTEN AUF IP, AP UND WIP, UNBEFRISTETE INVALIDITÄTSPENSION UND REHAGELD BZW. ÜBERGANGSBESTIMMUNG**

Tabelle 11.2: Anwartschaften von aktiven Angestellten, unbefristete IP und Rehalgeld bzw. Übergangsbestimmung, IP gehen mit Erreichen des Pensionsalter in AP über (d.h. alle IP nur bis Alter 65)

Zins	Alter	AVÖ 2008-P			AVÖ 2018-P			Veränderung		
		Anw.IP	Anw.AP	Anw.WIP	Anw.IP	Anw.AP	Anw.WIP	Anw.IP	Anw.AP	Anw.WIP
<b>Männer</b>										
0.0%	20	2.114	24.076	6.487	1.673	26.979	6.842	-20.9%	+12.1%	+5.5%
	25	2.062	23.515	6.811	1.578	26.385	7.046	-23.5%	+12.2%	+3.4%
	30	2.007	22.919	7.103	1.475	25.761	7.250	-26.5%	+12.4%	+2.1%
	35	1.949	22.307	7.361	1.365	25.119	7.446	-30.0%	+12.6%	+1.2%
	40	1.880	21.704	7.567	1.244	24.479	7.624	-33.8%	+12.8%	+0.8%
	45	1.780	21.144	7.684	1.106	23.860	7.766	-37.9%	+12.8%	+1.1%
	50	1.600	20.682	7.667	0.928	23.304	7.841	-42.0%	+12.7%	+2.3%
	55	1.219	20.384	7.465	0.645	22.867	7.804	-47.1%	+12.2%	+4.5%
	60	0.554	20.290	7.059	0.235	22.586	7.642	-57.6%	+11.3%	+8.3%
2.5%	20	0.820	5.672	1.296	0.700	6.248	1.149	-14.6%	+10.2%	-11.4%
	25	0.895	6.295	1.556	0.730	6.946	1.362	-18.4%	+10.3%	-12.5%
	30	0.976	6.973	1.845	0.755	7.711	1.612	-22.7%	+10.6%	-12.6%
	35	1.064	7.715	2.167	0.773	8.550	1.902	-27.3%	+10.8%	-12.3%
	40	1.150	8.535	2.517	0.780	9.478	2.230	-32.2%	+11.0%	-11.4%
	45	1.219	9.456	2.873	0.768	10.511	2.591	-37.0%	+11.2%	-9.8%
	50	1.219	10.520	3.200	0.713	11.683	2.967	-41.5%	+11.1%	-7.3%
	55	1.026	11.796	3.452	0.545	13.050	3.326	-46.9%	+10.6%	-3.6%
	60	0.509	13.360	3.594	0.216	14.676	3.647	-57.6%	+9.9%	+1.5%
4.0%	20	0.477	2.479	0.543	0.431	2.707	0.425	-9.8%	+9.2%	-21.8%
	25	0.554	2.965	0.703	0.474	3.244	0.547	-14.6%	+9.4%	-22.2%
	30	0.645	3.539	0.895	0.517	3.882	0.703	-19.9%	+9.7%	-21.5%
	35	0.750	4.221	1.125	0.560	4.640	0.898	-25.4%	+9.9%	-20.2%
	40	0.867	5.033	1.396	0.597	5.545	1.137	-31.1%	+10.2%	-18.6%
	45	0.979	6.011	1.696	0.623	6.631	1.422	-36.4%	+10.3%	-16.2%
	50	1.042	7.210	2.002	0.612	7.949	1.745	-41.2%	+10.2%	-12.8%
	55	0.928	8.718	2.278	0.494	9.576	2.086	-46.7%	+9.8%	-8.4%
	60	0.485	10.647	2.492	0.206	11.617	2.430	-57.5%	+9.1%	-2.5%
6.0%	20	0.241	0.857	0.193	0.236	0.927	0.124	-1.8%	+8.2%	-35.6%
	25	0.301	1.130	0.274	0.276	1.225	0.178	-8.3%	+8.4%	-35.0%
	30	0.379	1.487	0.379	0.321	1.616	0.255	-15.4%	+8.7%	-32.8%
	35	0.480	1.956	0.516	0.371	2.131	0.360	-22.6%	+8.9%	-30.2%
	40	0.602	2.572	0.691	0.425	2.809	0.502	-29.5%	+9.2%	-27.4%
	45	0.739	3.388	0.903	0.476	3.705	0.687	-35.6%	+9.4%	-24.0%
	50	0.851	4.483	1.140	0.503	4.901	0.916	-40.9%	+9.3%	-19.6%
	55	0.815	5.980	1.379	0.435	6.515	1.181	-46.6%	+9.0%	-14.3%
	60	0.455	8.058	1.598	0.193	8.724	1.478	-57.5%	+8.3%	-7.5%
<b>Frauen</b>										
0.0%	20	2.861	27.242	1.025	1.857	29.418	1.213	-35.1%	+8.0%	+18.4%
	25	2.795	26.780	1.091	1.764	28.890	1.289	-36.9%	+7.9%	+18.2%
	30	2.709	26.305	1.149	1.644	28.349	1.357	-39.3%	+7.8%	+18.1%
	35	2.602	25.825	1.189	1.502	27.801	1.412	-42.3%	+7.7%	+18.8%
	40	2.468	25.353	1.198	1.331	27.261	1.443	-46.1%	+7.5%	+20.4%
	45	2.294	24.897	1.172	1.127	26.740	1.444	-50.9%	+7.4%	+23.3%
	50	2.063	24.459	1.115	0.870	26.250	1.412	-57.8%	+7.3%	+26.6%
	55	1.634	24.065	1.021	0.524	25.803	1.349	-68.0%	+7.2%	+32.2%
	60	0.797	23.710	0.875	0.165	25.420	1.261	-79.3%	+7.2%	+44.1%
2.5%	20	1.125	6.277	0.267	0.795	6.685	0.287	-29.4%	+6.5%	+7.7%
	25	1.231	7.007	0.322	0.839	7.460	0.347	-31.9%	+6.5%	+7.9%
	30	1.333	7.817	0.382	0.865	8.319	0.413	-35.1%	+6.4%	+8.2%
	35	1.428	8.719	0.444	0.872	9.274	0.484	-38.9%	+6.4%	+9.2%
	40	1.510	9.724	0.498	0.853	10.338	0.554	-43.5%	+6.3%	+11.4%
	45	1.563	10.851	0.537	0.795	11.531	0.616	-49.1%	+6.3%	+14.8%
	50	1.564	12.115	0.562	0.674	12.876	0.665	-56.9%	+6.3%	+18.4%
	55	1.371	13.549	0.562	0.444	14.399	0.700	-67.6%	+6.3%	+24.5%
	60	0.733	15.176	0.521	0.152	16.142	0.718	-79.3%	+6.4%	+37.8%
4.0%	20	0.662	2.713	0.129	0.495	2.871	0.131	-25.3%	+5.8%	+1.4%

Tabelle 11.2: Anwartschaften von aktiven Angestellten, unbefristete IP und Rehageld bzw. Übergangsbestimmung, IP gehen mit Erreichen des Pensionsalter in AP über (d.h. alle IP nur bis Alter 65) (Forts.)

Zins	Alter	AVÖ 2008-P			AVÖ 2018-P			Veränderung		
		Anw.IP	Anw.AP	Anw.WIP	Anw.IP	Anw.AP	Anw.WIP	Anw.IP	Anw.AP	Anw.WIP
	25	0.772	3.263	0.167	0.553	3.452	0.171	-28.4%	+5.8%	+1.9%
	30	0.889	3.922	0.212	0.602	4.149	0.218	-32.3%	+5.8%	+2.6%
	35	1.013	4.713	0.262	0.641	4.984	0.272	-36.7%	+5.8%	+3.9%
	40	1.138	5.664	0.311	0.662	5.989	0.331	-41.9%	+5.7%	+6.5%
	45	1.252	6.811	0.354	0.651	7.201	0.389	-48.0%	+5.8%	+10.2%
	50	1.332	8.195	0.389	0.582	8.668	0.443	-56.3%	+5.8%	+13.9%
	55	1.239	9.878	0.408	0.403	10.452	0.490	-67.4%	+5.8%	+20.2%
	60	0.697	11.925	0.393	0.144	12.635	0.528	-79.3%	+6.0%	+34.3%
6.0%	20	0.340	0.927	0.054	0.275	0.974	0.051	-18.9%	+5.1%	-6.8%
	25	0.428	1.228	0.077	0.329	1.291	0.072	-23.0%	+5.1%	-5.4%
	30	0.532	1.627	0.105	0.383	1.710	0.101	-28.0%	+5.1%	-4.3%
	35	0.653	2.155	0.140	0.435	2.265	0.136	-33.4%	+5.1%	-2.4%
	40	0.793	2.855	0.177	0.480	3.001	0.178	-39.5%	+5.1%	+0.6%
	45	0.941	3.785	0.214	0.505	3.979	0.224	-46.4%	+5.1%	+4.7%
	50	1.083	5.021	0.249	0.483	5.283	0.271	-55.4%	+5.2%	+8.5%
	55	1.085	6.673	0.276	0.356	7.026	0.317	-67.2%	+5.3%	+14.9%
	60	0.654	8.883	0.279	0.136	9.372	0.362	-79.2%	+5.5%	+29.8%

## 11.2.2 BARWERTE VON INVALIDITÄTS- UND ALTERSPENSIONSBZIEHERN SOWIE ANWARTSCHAFTEN AUF WITWENPENSION

### BARWERTE VON SOFORT BEGINNENDEN INVALIDENPENSIONEN UND ANWARTSCHAFTEN AUF WITWENPENSION

Tabelle 11.3: Barwerte von Invaliditätspensionen und entsprechende Witwenanwartschaften, IP gehen mit Erreichen des Pensionsalter in AP über (d.h. alle IP nur bis Alter 65)

Zins	Alter	AVÖ 2008-P		AVÖ 2018-P		Veränderung	
		BW IP	Anw.WIP	BW IP	Anw.WIP	BW IP	Anw.WIP
<b>Männer</b>							
0.0%	20	27.955	15.906	34.553	8.674	+23.6%	-45.5%
	25	28.076	19.226	31.779	9.795	+13.2%	-49.1%
	30	25.230	19.899	28.254	10.783	+12.0%	-45.8%
	35	21.744	19.416	24.302	11.463	+11.8%	-41.0%
	40	18.453	17.961	20.285	11.808	+9.9%	-34.3%
	45	15.532	15.449	16.436	11.715	+5.8%	-24.2%
	50	12.535	12.610	12.748	11.065	+1.7%	-12.3%
	55	8.944	10.167	9.025	9.789	+0.9%	-3.7%
	60	4.733	8.184	4.776	8.490	+0.9%	+3.7%
2.5%	20	18.066	4.999	21.768	1.996	+20.5%	-60.1%
	25	18.873	6.693	20.955	2.607	+11.0%	-61.0%
	30	17.729	7.569	19.545	3.293	+10.2%	-56.5%
	35	15.982	8.039	17.657	3.957	+10.5%	-50.8%
	40	14.185	8.019	15.487	4.545	+9.2%	-43.3%
	45	12.499	7.319	13.189	4.949	+5.5%	-32.4%
	50	10.592	6.225	10.763	5.033	+1.6%	-19.1%
	55	7.968	5.212	8.036	4.685	+0.8%	-10.1%
	60	4.462	4.382	4.502	4.266	+0.9%	-2.7%
4.0%	20	14.581	2.823	17.325	0.935	+18.8%	-66.9%
	25	15.456	3.976	16.982	1.325	+9.9%	-66.7%

Tabelle 11.3: Barwerte von Invaliditätspensionen und entsprechende Witwenanwartschaften, IP gehen mit Erreichen des Pensionsalter in AP über (d.h. alle IP nur bis Alter 65) (Forts.)

Zins	Alter	AVÖ 2008-P		AVÖ 2018-P		Veränderung	
		BW IP	Anw.WIP	BW IP	Anw.WIP	BW IP	Anw.WIP
	30	14.792	4.687	16.165	1.803	+9.3%	-61.5%
	35	13.603	5.182	14.928	2.309	+9.7%	-55.4%
	40	12.325	5.356	13.401	2.803	+8.7%	-47.7%
	45	11.101	5.019	11.694	3.194	+5.3%	-36.4%
	50	9.643	4.336	9.794	3.360	+1.6%	-22.5%
	55	7.462	3.679	7.523	3.187	+0.8%	-13.4%
	60	4.312	3.145	4.350	2.950	+0.9%	-6.2%
6.0%	20	11.463	1.491	13.400	0.390	+16.9%	-73.9%
	25	12.298	2.220	13.346	0.611	+8.5%	-72.5%
	30	11.981	2.733	12.953	0.909	+8.1%	-66.7%
	35	11.240	3.155	12.232	1.252	+8.8%	-60.3%
	40	10.404	3.388	11.254	1.617	+8.2%	-52.3%
	45	9.597	3.260	10.088	1.937	+5.1%	-40.6%
	50	8.575	2.854	8.704	2.111	+1.5%	-26.0%
	55	6.864	2.446	6.917	2.031	+0.8%	-17.0%
	60	4.126	2.118	4.161	1.897	+0.9%	-10.5%
<b>Frauen</b>							
0.0%	20	31.547	7.258	34.770	5.489	+10.2%	-24.4%
	25	31.152	7.721	32.024	6.180	+2.8%	-20.0%
	30	27.969	7.802	28.597	6.445	+2.2%	-17.4%
	35	24.187	7.527	24.721	6.344	+2.2%	-15.7%
	40	20.606	6.589	20.821	5.863	+1.0%	-11.0%
	45	17.259	4.894	17.108	4.931	-0.9%	+0.7%
	50	13.634	3.129	13.363	3.723	-2.0%	+19.0%
	55	9.468	1.908	9.345	2.515	-1.3%	+31.8%
	60	4.876	1.165	4.854	1.673	-0.4%	+43.6%
2.5%	20	19.961	2.716	21.874	1.821	+9.6%	-33.0%
	25	20.547	3.104	21.071	2.306	+2.6%	-25.7%
	30	19.318	3.434	19.725	2.660	+2.1%	-22.5%
	35	17.512	3.633	17.896	2.878	+2.2%	-20.8%
	40	15.647	3.454	15.829	2.905	+1.2%	-15.9%
	45	13.769	2.743	13.673	2.633	-0.7%	-4.0%
	50	11.463	1.847	11.249	2.111	-1.9%	+14.3%
	55	8.415	1.169	8.310	1.485	-1.2%	+27.0%
	60	4.593	0.734	4.574	1.017	-0.4%	+38.6%
4.0%	20	15.936	1.657	17.400	1.031	+9.2%	-37.8%
	25	16.661	1.949	17.059	1.392	+2.4%	-28.6%
	30	15.971	2.255	16.290	1.689	+2.0%	-25.1%
	35	14.782	2.500	15.102	1.917	+2.2%	-23.3%
	40	13.501	2.478	13.666	2.023	+1.2%	-18.4%
	45	12.168	2.033	12.095	1.903	-0.6%	-6.4%
	50	10.405	1.402	10.218	1.572	-1.8%	+12.1%
	55	7.869	0.903	7.774	1.126	-1.2%	+24.7%
	60	4.438	0.574	4.419	0.780	-0.4%	+35.9%
6.0%	20	12.378	0.946	13.451	0.533	+8.7%	-43.7%
	25	13.108	1.139	13.393	0.776	+2.2%	-31.9%
	30	12.797	1.383	13.033	0.998	+1.8%	-27.9%
	35	12.093	1.618	12.348	1.194	+2.1%	-26.2%
	40	11.300	1.682	11.444	1.326	+1.3%	-21.2%
	45	10.454	1.430	10.404	1.301	-0.5%	-9.1%
	50	9.218	1.012	9.061	1.110	-1.7%	+9.7%
	55	7.226	0.664	7.141	0.810	-1.2%	+22.1%
	60	4.244	0.427	4.226	0.567	-0.4%	+32.8%

**BARWERTE VON SOFORT BEGINNENDEN ALTERSPENSIONEN UND ANWARTSCHAFTEN AUF WITWENPENSION**

Tabelle 11.4: Barwerte von Alterspensionen und entsprechende Witwenanwartschaften

Zins	Alter	AVÖ 2008-P		AVÖ 2018-P		Veränderung	
		BW AP	Anw.WIP	BW AP	Anw.WIP	BW AP	Anw.WIP
<b>Männer</b>							
0.0%	60	26.078	6.840	27.874	7.567	+6.9%	+10.6%
	65	21.206	6.441	22.752	7.347	+7.3%	+14.1%
	70	16.707	5.796	17.996	6.913	+7.7%	+19.3%
	75	12.710	4.865	13.652	6.258	+7.4%	+28.6%
	80	9.295	3.789	9.799	5.381	+5.4%	+42.0%
	85	6.559	2.635	6.660	4.262	+1.5%	+61.7%
	90	4.524	1.597	4.372	3.100	-3.4%	+94.2%
	95	3.104	0.756	2.848	2.071	-8.2%	+173.8%
	100	2.147	0.192	1.896	1.246	-11.7%	+548.5%
	2.5%	60	18.572	3.450	19.559	3.595	+5.3%
65		15.897	3.591	16.841	3.913	+5.9%	+9.0%
70		13.157	3.545	14.032	4.091	+6.7%	+15.4%
75		10.484	3.236	11.188	4.080	+6.7%	+26.1%
80		7.995	2.714	8.408	3.831	+5.2%	+41.1%
85		5.851	2.010	5.948	3.268	+1.7%	+62.6%
90		4.158	1.279	4.033	2.518	-3.0%	+96.9%
95		2.920	0.629	2.692	1.755	-7.8%	+179.0%
100		2.056	0.165	1.824	1.088	-11.3%	+558.5%
4.0%		60	15.588	2.377	16.295	2.388	+4.5%
	65	13.667	2.611	14.383	2.767	+5.2%	+5.9%
	70	11.585	2.709	12.289	3.062	+6.1%	+13.0%
	75	9.447	2.587	10.045	3.220	+6.3%	+24.4%
	80	7.362	2.258	7.730	3.171	+5.0%	+40.5%
	85	5.492	1.730	5.586	2.818	+1.7%	+62.9%
	90	3.966	1.131	3.854	2.241	-2.8%	+98.2%
	95	2.820	0.568	2.608	1.599	-7.5%	+181.7%
	100	2.005	0.152	1.784	1.008	-11.0%	+563.5%
	6.0%	60	12.693	1.511	13.160	1.445	+3.7%
65		11.417	1.768	11.924	1.805	+4.4%	+2.1%
70		9.936	1.947	10.473	2.140	+5.4%	+9.9%
75		8.318	1.962	8.805	2.398	+5.9%	+22.2%
80		6.648	1.797	6.966	2.505	+4.8%	+39.4%
85		5.074	1.435	5.163	2.340	+1.8%	+63.1%
90		3.736	0.969	3.639	1.936	-2.6%	+99.7%
95		2.698	0.499	2.504	1.422	-7.2%	+184.9%
100		1.942	0.137	1.734	0.915	-10.7%	+569.4%
<b>Frauen</b>							
0.0%	60	29.905	0.807	30.607	1.243	+2.3%	+54.0%
	65	24.733	0.699	25.389	1.132	+2.7%	+61.9%
	70	19.780	0.564	20.426	0.961	+3.3%	+70.6%
	75	15.168	0.409	15.721	0.758	+3.6%	+85.2%
	80	11.067	0.261	11.404	0.541	+3.0%	+107.5%
	85	7.701	0.145	7.795	0.327	+1.2%	+125.3%
	90	5.213	0.068	5.113	0.156	-1.9%	+129.1%
	95	3.527	0.028	3.298	0.048	-6.5%	+68.4%
	100	2.391	0.006	2.141	0.010	-10.5%	+69.2%
	2.5%	60	20.649	0.473	20.960	0.705	+1.5%
65		18.011	0.445	18.353	0.703	+1.9%	+58.0%
70		15.176	0.387	15.577	0.647	+2.6%	+67.4%
75		12.236	0.300	12.629	0.550	+3.2%	+83.1%

Tabelle 11.4: Barwerte von Alterspensionen und entsprechende Witwenanwartschaften (Forts.)

Zins	Alter	AVÖ 2008-P		AVÖ 2018-P		Veränderung	
		BW AP	Anw.WIP	BW AP	Anw.WIP	BW AP	Anw.WIP
	80	9.352	0.203	9.620	0.421	+2.9%	+107.4%
	85	6.779	0.119	6.867	0.270	+1.3%	+127.0%
	90	4.745	0.058	4.668	0.135	-1.6%	+132.3%
	95	3.296	0.025	3.095	0.043	-6.1%	+70.2%
	100	2.280	0.005	2.051	0.009	-10.0%	+68.0%
4.0%	60	17.071	0.354	17.263	0.517	+1.1%	+46.2%
	65	15.260	0.347	15.494	0.541	+1.5%	+55.8%
	70	13.184	0.314	13.490	0.520	+2.3%	+65.5%
	75	10.898	0.253	11.222	0.460	+3.0%	+81.8%
	80	8.530	0.177	8.765	0.366	+2.8%	+107.2%
	85	6.317	0.106	6.400	0.242	+1.3%	+127.9%
	90	4.502	0.053	4.436	0.124	-1.5%	+134.0%
	95	3.172	0.023	2.986	0.040	-5.9%	+71.3%
6.0%	60	13.674	0.248	13.772	0.354	+0.7%	+42.7%
	65	12.541	0.256	12.682	0.392	+1.1%	+53.1%
	70	11.134	0.243	11.350	0.396	+1.9%	+63.1%
	75	9.465	0.204	9.720	0.368	+2.7%	+80.1%
	80	7.616	0.148	7.815	0.307	+2.6%	+106.8%
	85	5.786	0.092	5.863	0.211	+1.3%	+128.9%
	90	4.214	0.047	4.160	0.112	-1.3%	+136.2%
	95	3.021	0.021	2.852	0.037	-5.6%	+72.7%
	100	2.142	0.005	1.939	0.008	-9.5%	+66.5%

### 11.2.3 BARWERTE VON SOFORT BEGINNENDEN WITWENPENSIONEN

Tabelle 11.5: Barwerte von sofort beginnenden Witwen(r)pensionen

Zins	Alter	AVÖ 2008-P		AVÖ 2018-P		Veränderung	
		Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
	20	68.036	72.955	69.319	73.791	+1.9%	+1.1%
	25	62.439	67.468	63.536	68.195	+1.8%	+1.1%
	30	56.785	61.966	57.709	62.572	+1.6%	+1.0%
	35	51.108	56.462	51.842	56.934	+1.4%	+0.8%
	40	45.453	50.971	45.986	51.307	+1.2%	+0.7%
	45	39.878	45.505	40.219	45.758	+0.9%	+0.6%
	50	34.462	40.087	34.635	40.326	+0.5%	+0.6%
	55	29.283	34.766	29.401	35.043	+0.4%	+0.8%
0.0%	60	24.377	29.575	24.557	29.923	+0.7%	+1.2%
	65	19.786	24.514	20.068	24.947	+1.4%	+1.8%
	70	15.597	19.630	15.949	20.110	+2.3%	+2.4%
	75	11.897	15.070	12.232	15.508	+2.8%	+2.9%
	80	8.754	11.023	8.970	11.323	+2.5%	+2.7%
	85	6.267	7.692	6.306	7.817	+0.6%	+1.6%
	90	4.421	5.213	4.296	5.159	-2.8%	-1.0%
	95	3.079	3.527	2.895	3.312	-6.0%	-6.1%
	100	2.146	2.391	1.972	2.123	-8.1%	-11.2%
	20	32.472	33.567	32.685	33.647	+0.7%	+0.2%
	25	31.312	32.557	31.502	32.625	+0.6%	+0.2%
	30	29.954	31.396	30.122	31.443	+0.6%	+0.1%
	35	28.383	30.071	28.514	30.083	+0.5%	+0.0%
	40	26.594	28.563	26.670	28.531	+0.3%	-0.1%
	45	24.590	26.853	24.602	26.801	+0.0%	-0.2%

Tabelle 11.5: Barwerte von sofort beginnenden Witwen(r)pensionen (Forts.)

Zins	Alter	AVÖ 2008-P		AVÖ 2018-P		Veränderung	
		Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
2.5%	50	22.396	24.930	22.341	24.892	-0.2%	-0.2%
	55	20.048	22.795	19.986	22.809	-0.3%	+0.1%
	60	17.567	20.449	17.577	20.543	+0.1%	+0.5%
	65	14.987	17.870	15.106	18.067	+0.8%	+1.1%
	70	12.391	15.072	12.603	15.355	+1.7%	+1.9%
	75	9.880	12.162	10.121	12.465	+2.4%	+2.5%
	80	7.565	9.316	7.740	9.550	+2.3%	+2.5%
	85	5.605	6.771	5.645	6.882	+0.7%	+1.6%
	90	4.067	4.745	3.963	4.708	-2.6%	-0.8%
	95	2.898	3.296	2.734	3.109	-5.7%	-5.7%
100	2.054	2.280	1.894	2.035	-7.8%	-10.8%	
4.0%	20	23.397	23.888	23.474	23.897	+0.3%	+0.0%
	25	22.913	23.498	22.979	23.499	+0.3%	+0.0%
	30	22.293	23.013	22.350	23.000	+0.3%	-0.1%
	35	21.514	22.414	21.551	22.376	+0.2%	-0.2%
	40	20.557	21.681	20.560	21.610	+0.0%	-0.3%
	45	19.407	20.787	19.366	20.696	-0.2%	-0.4%
	50	18.065	19.707	17.973	19.624	-0.5%	-0.4%
	55	16.541	18.424	16.444	18.381	-0.6%	-0.2%
	60	14.834	16.919	14.798	16.944	-0.2%	+0.1%
	65	12.955	15.150	13.018	15.269	+0.5%	+0.8%
70	10.960	13.100	11.118	13.308	+1.4%	+1.6%	
75	8.935	10.835	9.135	11.081	+2.2%	+2.3%	
80	6.984	8.498	7.139	8.701	+2.2%	+2.4%	
85	5.269	6.310	5.308	6.413	+0.7%	+1.6%	
90	3.881	4.502	3.787	4.473	-2.4%	-0.7%	
95	2.799	3.172	2.646	2.999	-5.5%	-5.4%	
100	2.004	2.218	1.850	1.985	-7.7%	-10.5%	
6.0%	20	16.662	16.856	16.686	16.849	+0.1%	-0.0%
	25	16.497	16.736	16.514	16.723	+0.1%	-0.1%
	30	16.258	16.570	16.269	16.546	+0.1%	-0.1%
	35	15.924	16.345	15.922	16.301	-0.0%	-0.3%
	40	15.473	16.043	15.448	15.971	-0.2%	-0.4%
	45	14.883	15.641	14.826	15.549	-0.4%	-0.6%
	50	14.143	15.111	14.044	15.017	-0.7%	-0.6%
	55	13.242	14.430	13.134	14.358	-0.8%	-0.5%
	60	12.162	13.564	12.099	13.542	-0.5%	-0.2%
	65	10.891	12.459	10.909	12.515	+0.2%	+0.4%
70	9.452	11.069	9.559	11.208	+1.1%	+1.3%	
75	7.903	9.414	8.061	9.603	+2.0%	+2.0%	
80	6.326	7.589	6.460	7.758	+2.1%	+2.2%	
85	4.876	5.779	4.915	5.873	+0.8%	+1.6%	
90	3.659	4.214	3.576	4.193	-2.2%	-0.5%	
95	2.679	3.021	2.538	2.866	-5.2%	-5.1%	
100	1.941	2.142	1.796	1.924	-7.4%	-10.2%	

## 11.2.4 BARWERTE VON SOFORT BEGINNENDEN AKTIVENRENTEN BIS ZUM PENSIONALTER

Tabelle 11.6: Barwerte von sofort beginnenden Aktivenrenten (bis max. zum Pensionsalter 65)

Zins	Alter	AVÖ 2008-P		AVÖ 2018-P		Veränderung	
		Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
0.0%	20	42.081	41.763	43.824	44.028	+4.1%	+5.4%
	25	37.186	36.836	38.864	39.037	+4.5%	+6.0%
	30	32.262	31.930	33.901	34.057	+5.1%	+6.7%
	35	27.338	27.056	28.945	29.101	+5.9%	+7.6%
	40	22.447	22.227	24.013	24.178	+7.0%	+8.8%
	45	17.629	17.457	19.120	19.298	+8.5%	+10.5%
	50	12.951	12.754	14.293	14.471	+10.4%	+13.5%
2.5%	55	8.519	8.260	9.556	9.688	+12.2%	+17.3%
	60	4.367	4.176	4.853	4.896	+11.1%	+17.2%
	20	26.005	25.898	26.693	26.788	+2.6%	+3.4%
	25	24.176	24.027	24.908	24.991	+3.0%	+4.0%
	30	22.089	21.928	22.888	22.966	+3.6%	+4.7%
	35	19.730	19.580	20.606	20.692	+4.4%	+5.7%
	40	17.087	16.964	18.045	18.146	+5.6%	+7.0%
4.0%	45	14.162	14.060	15.182	15.303	+7.2%	+8.8%
	50	10.980	10.842	12.002	12.138	+9.3%	+12.0%
	55	7.623	7.408	8.494	8.606	+11.4%	+16.2%
	60	4.125	3.950	4.572	4.612	+10.8%	+16.8%
	20	20.445	20.391	20.853	20.916	+2.0%	+2.6%
	25	19.414	19.322	19.869	19.925	+2.3%	+3.1%
	30	18.144	18.037	18.672	18.725	+2.9%	+3.8%
6.0%	35	16.602	16.498	17.221	17.281	+3.7%	+4.7%
	40	14.751	14.664	15.473	15.548	+4.9%	+6.0%
	45	12.559	12.484	13.378	13.476	+6.5%	+7.9%
	50	10.014	9.902	10.886	11.003	+8.7%	+11.1%
	55	7.156	6.964	7.944	8.045	+11.0%	+15.5%
	60	3.992	3.825	4.418	4.456	+10.7%	+16.5%
	20	15.564	15.545	15.776	15.816	+1.4%	+1.7%
25	15.073	15.024	15.322	15.357	+1.7%	+2.2%	
30	14.404	14.340	14.716	14.748	+2.2%	+2.8%	
6.0%	35	13.513	13.447	13.908	13.947	+2.9%	+3.7%
	40	12.342	12.286	12.844	12.896	+4.1%	+5.0%
	45	10.830	10.782	11.448	11.522	+5.7%	+6.9%
	50	8.922	8.838	9.634	9.729	+8.0%	+10.1%
	55	6.603	6.437	7.295	7.384	+10.5%	+14.7%
	60	3.826	3.669	4.225	4.261	+10.4%	+16.1%

## **Teil IV**

# **Literatur- und Quellenverweise**

# Literatur

## LITERATUR

- [1] AVÖ 2008-P – Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung – Pagler & Pagler. 2008.
- [2] Daniela Gumprecht. *Pensionsmonitoring Pensionierungstafeln – Beschreibung der Methodik und Ergebnisse für die Jahre 2005 – 2011*. Techn. Ber. im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit, Soziales und Konsumentenschutz; Multi-Dekrement Tafeln elektronisch durch das Sozialministerium bereitgestellt. Statistik Austria, Juni 2013. URL: [http://www.statistik.at/wcm/idc/idcplg?IdcService=GET\\_PDF\\_FILE&dDocName=076781](http://www.statistik.at/wcm/idc/idcplg?IdcService=GET_PDF_FILE&dDocName=076781).
- [3] Daniela Gumprecht. *Pensionierungstafeln Bundesländer – Ergebnisse für das Jahr 2013*. Techn. Ber. im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit, Soziales und Konsumentenschutz; Multi-Dekrement Tafeln elektronisch durch das Sozialministerium bereitgestellt. Statistik Austria, Nov. 2015. URL: [http://www.statistik.at/wcm/idc/idcplg?IdcService=GET\\_PDF\\_FILE&dDocName=106993](http://www.statistik.at/wcm/idc/idcplg?IdcService=GET_PDF_FILE&dDocName=106993).
- [4] Daniela Gumprecht. *Pensionierungstafeln Bundesländer – Ergebnisse für das Jahr 2014*. Techn. Ber. im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit, Soziales und Konsumentenschutz; Multi-Dekrement Tafeln elektronisch durch das Sozialministerium bereitgestellt. Statistik Austria, Okt. 2016. URL: [http://www.statistik.at/wcm/idc/idcplg?IdcService=GET\\_PDF\\_FILE&dDocName=111252](http://www.statistik.at/wcm/idc/idcplg?IdcService=GET_PDF_FILE&dDocName=111252).
- [5] Daniela Gumprecht. *Pensionierungstafeln Bundesländer – Ergebnisse für das Jahr 2015*. Techn. Ber. im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit, Soziales und Konsumentenschutz; Multi-Dekrement Tafeln elektronisch durch das Sozialministerium bereitgestellt. Statistik Austria, Okt. 2017. URL: [http://www.statistik.at/wcm/idc/idcplg?IdcService=GET\\_PDF\\_FILE&dDocName=116075](http://www.statistik.at/wcm/idc/idcplg?IdcService=GET_PDF_FILE&dDocName=116075).
- [6] Pensionsversicherungsanstalt. *Jahresbericht 2016*. Juni 2017.
- [7] Klaus Heubeck, Richard Herrmann und Gabriele D’Souza. „Die Richttafeln 2005 G – Modell, Herleitung, Formeln“. In: *Blätter der DGVFM* 27.3 (Apr. 2006), S. 473–517.
- [8] Alexander Schubert. „Derivation of an Austrian annuity valuation table for the pension insurance“. Diplomarbeit. Wien: TU Wien, 2015.
- [9] Society of Actuaries. *RP-2014 Mortality Tables Report*. Techn. Ber. Okt. 2014. URL: <https://www.soa.org/experience-studies/2014/research-2014-rp/>.
- [10] Society of Actuaries. *Mortality Improvement Scale MP-2014 Report*. Techn. Ber. Okt. 2014. URL: <https://www.soa.org/experience-studies/2014/research-2014-mp/>.
- [11] Jonas Hirz. „Advanced Conditional Risk Measurement and Risk Aggregation with Applications to Credit and Life Insurance“. Dissertation. TU Wien, 2015.
- [12] Brian Ridsdale, Adrian Gallop und Alan Evans. *What Happened to Improving Longevity?* presentation at ICA 2018, Berlin. Juni 2018.
- [13] Hans U. Gerber. *Life insurance mathematics*. 3. Aufl. Springer Verlag, 1997.
- [14] Heinz-Günther Behrens u. a. *Methodik von Sterblichkeitsuntersuchungen*. Schriftenreihe Angewandte Versicherungsmathematik 15. Verlag Versicherungswirtschaft e.V., 1985.

- [15] Walter B. Lowrie. „An Extension of the Whittaker-Henderson Method of Graduation“. In: *Transactions of the Society of Actuaries* 34 (1982), S. 329–372.
- [16] Michael Koller. *Stochastic Models in Life Insurance*. EAA Series. Springer Verlag, 2012.
- [17] Wolfgang Ettl und Franz Walter Pagler. *Rechnungsgrundlagen für die Pensionsversicherung*. Band I. VWGÖ, 1989.
- [18] Johannes Klotz und Eva-Maria Asamer. „Bildungsspezifische Sterbetafeln 2006/2007 sowie 2011/2012“. In: *Statistische Nachrichten* 3 (2014), S. 209–214.
- [19] Johannes Klotz. „Sterblichkeit von Erwerbspersonen nach dem Beruf“. In: *Statistische Nachrichten* 3/2010 (2010), S. 209–215.
- [20] J. Hirz, U. Schmock und P. V. Shevchenko. „Actuarial Applications and Estimation of Extended CreditRisk<sup>+</sup>“. In: *Risks* 5.2 (2017).
- [21] Reinhold Kainhofer, Uwe Schmock und Martin Predota. „The New Austrian Annuity Valuation Table AVÖ 2005r“. In: *Mitteilungen der Aktuarvereinigung Österreichs* 13 (2006), S. 55–136.
- [22] A. Prskawetz und L. R. Carter. „Untersuchung struktureller Brüche in der Mortalitätsentwicklung in Österreich unter Benutzung der Lee-Carter-Methode“. In: *Demographische Informationen* (2001), S. 69–80.
- [23] Institute und Faculty of Actuaries. *UK Mortality and Longevity Update*. Sep. 2017.
- [24] W. R. Gilks, S. Richardson und D. Spiegelhalter. *Markov Chain Monte Carlo in Practice*. Chapman & Hall/CRC Interdisciplinary Statistics. Taylor & Francis, 1995.
- [25] D. Gamerman und H. F. Lopes. *Markov chain Monte Carlo*. Second. Texts in Statistical Science Series. Stochastic simulation for Bayesian inference. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, FL, 2006, S. xviii+323.
- [26] P. V. Shevchenko. *Modelling Operational Risk using Bayesian Inference*. Springer-Verlag, 2011.
- [27] L. Tierney. „Markov chains for exploring posterior distributions“. In: *The Annals of Statistics* 22.4 (1994). With discussion and a rejoinder by the author, S. 1701–1762.
- [28] G. O. Roberts, A. Gelman und W. R. Gilks. „Weak convergence and optimal scaling of random walk Metropolis algorithms“. In: *The Annals of Applied Probability* 7.1 (1997), S. 110–120.

## DATENQUELLEN

- [29] Hauptverband der Sozialversicherungsträger. *Pensionsstatistik, 2000–2017*. ASVG Pensionistendaten (Stand, Neuzugang, Abgang durch Tod) nach Alter und Geschlecht; Daten der Jahre 2000–2017 bereitgestellt von Mag. Obermayr (BMASGK). Feb. 2018.
- [30] Hauptverband der Sozialversicherungsträger. *Auswertung der Alterspensionsisten 2011–2016 nach Aktivität und nach Invalidität*. ASVG Pensionistendaten (Stand, Neuzugang, Abgang durch Tod) nach Alter und Geschlecht; Abweichend von der Pensionsstatistik werden Invalidenpensionen bis zum Tod als solche weitergeführt (Identifikation durch Kennzeichen "Krankheit"). Auswertung durch Mag. Obermayr (BMASGK). 2018.
- [31] Hauptverband der Sozialversicherungsträger. *Projekt Pj: Stand der Pensionsbezieher, Pensionszu- und -abgänge nach dem Alter, Berichtsjahre 2010–2017*. Stände Pensionsbezieher im Dezember nach Pensionsart getrennt (auch befristete Invaliditätspension) sowie Zu- und Abgänge nach Grund während des Jahres.
- [32] Hauptverband der Sozialversicherungsträger. *Daten zu Beziehern von Rehabilitationsgeld der PVA, 2014–2017*. Bestandsdaten (Stand Dezember, Neuzugang, Abgang aufgeteilt nach Abgangsgründen) der Bezieher von Rehabilitationsgeld der PVA; Auswertung durch das Sozialministerium (Mag. Obermayr). 2018.

- [33] Hauptverband der Sozialversicherungsträger. *Spezialauswertung zu den Aktivenbeständen und deren Ausscheidzahlen*. ASVG Aktivenzahlen 2009–2017 (Stand 31.12. des Vorjahres, davon Tote, Invalidierungen und Zuerkennung Rehabilitationsgeld während des kommenden Jahres; Auswertung durch Hauptverband (Hr. Grillitsch und Fr. Schmotzer. März 2018).
- [34] Pensionsversicherungsanstalt (PVA). *PVA-Pflichtversicherte bei der PVA nach dem Alter, Österreich, 2012–2017*. monatliche Stände der PV-Pflichtversicherten der PVA getrennt nach Geschlecht und Arbeiter/Angestellten; Daten der Jahre 2012–2017 bereitgestellt von Mag. Obermayr (BMASGK).
- [35] Hauptverband der Sozialversicherungsträger. *Anzahl Witwenzugänge ASVG Arbeiter Angestellte nach Alter*. PVA Witwenzugänge (Anzahl und mittleres Witwenalter nach Alter des Verstorbenen, sowie Anzahl nach Alter der/des neuen Witwe(rs); Daten der Jahre 2000–2016 bereitgestellt von Mag. Obermayr (BMASGK).
- [36] BMASGK. *Spezialauswertung zu den Witwenbeständen mit Witwenrenten der Höhe o. PVA-Witwenzahlen* (Stand 31.12.2017) an Witwen, die zwar Anspruch auf eine Witwenpension haben, deren Höhe jedoch o beträgt. Auswertung durchgeführt und bereitgestellt von Mag. Obermayr (BMASGK). 2018.
- [37] *Homepage der Statistik Austria*. <http://www.statistik.at/>.
- [38] John R. Wilmoth und Vladimir Shkolnikov. *The Human Mortality Database*. <http://www.mortality.org/>.
- [39] Statistik Austria. *Bevölkerungsstand und Todesfälle Österreich, 1947–2016*. Daten pro Kalenderjahr und Geschlecht.
- [40] Statistik Austria. *Projektion der Sterbewahrscheinlichkeiten bis 2080 (mittl. Szenario)*. Bereitgestellt von Mag. Hanika.
- [41] Statistik Austria. *Auswertung Witwenzugänge Österreichs nach Alter, 1970–2016*. Bereitgestellt von Mag. Hanika. Feb. 2018. URL: <http://www.statistik.at/>;%20<http://www.statcube.at/>.
- [42] Statistik Austria. *Auswertung des Familienstands nach Alter und Geschlecht zu den Volks- und Registerzählungen 1991, 2001 und 2011*. Auswertung aus dem Datenwürfel "Volkszählung, Registerzählung Zeitreihe - Personen", durchgeführt am 15. März 2018 von R. Kainhofer. 2018. URL: <http://statcube.at/>.
- [43] Statistik Austria. *Abgestimmte Erwerbsstatistik*. URL: [http://www.statistik.at/web\\_de/frageboegen/abgestimmte\\_erwerbsstatistik/index.html](http://www.statistik.at/web_de/frageboegen/abgestimmte_erwerbsstatistik/index.html).
- [44] AVÖ-Arbeitskreis Rechnungsgrundlagen. *Bestandsabfrage Pensionskassen, 2010–2016*. Feb. 2018.
- [45] Statistik Austria. *Sterbetafeln 1868/71 bis 2010/12 nach dem Geschlecht*. URL: [http://www.statistik.at/wcm/idc/idcplg?IdcService=GET\\_NATIVE\\_FILE&dDocName=022541](http://www.statistik.at/wcm/idc/idcplg?IdcService=GET_NATIVE_FILE&dDocName=022541).
- [46] Pensionsversicherungsanstalt (PVA). *Beitragstage und Bemessungsgrundlagen der PVA-Pflichtversicherten, 2000–2014*. Gesamtsumme der Beitragstage (nach Geschlecht und Arbeiter/Angestellte) der PVA; Daten der Jahre 2000–2014 bereitgestellt von Mag. Obermayr (BMASGK).
- [47] "STATcube - Statistische Datenbank von STATISTIK AUSTRIA". *Anzahl der Eheschließungen nach Alter des Mannes / der Frau in 5-Jahresgruppen*. Datenbank: deeheschliessungen\_ext. URL: <https://www.statcube.at/> (besucht am 27. 05. 2018).
- [48] "STATcube - Statistische Datenbank von STATISTIK AUSTRIA". *Anzahl der Ehescheidungen nach Alter des Mannes / der Frau in 5-Jahresgruppen*. Datenbank: descheidung\_ext. URL: <https://www.statcube.at/> (besucht am 27. 05. 2018).

# **Teil V**

# **Anhänge**

# Anhang A

## Die Datenbasis im Detail

### A.1 DATEN FÜR AKTIVENAUSSCHEIDEORDNUNGEN

Es liegen zur Bestimmung der Aktivenausscheidungsordnungen  $q_x^a$ ,  $i_x$ ,  $i_x^{RG}$  und  $i_x^{\ddot{U}}$  folgende Datengrundlagen vor:

#### A.1.1 PVA-AKTIVENAUSWERTUNG

- **Spezialauswertung des Hauptverbandes der Sozialversicherungsträger: Anzahl Angestellte, Arbeiter und Sozialleistungsempfänger mit zugehörigen Todes- und Invalidisierungsfällen während des folgenden Jahres [33] (Hauptquelle)**
  - Gesamtheit: Beitragspflichtige Pensionsversicherte und Sozialleistungsempfänger jeweils am Jahresbeginn
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Angestellte/Arbeiter/Sozialleistungsempfänger
  - Variablen: Anzahl Angestellte, Arbeiter und Sozialleistungsempfänger am 31.12. des Vorjahres; davon: Todesfälle, Zuerkennungen Invaliditätspension und Rehabilitationsgeld jeweils während des Kalenderjahres; Todesfälle weiters aufgetrennt in Tod nach Zuerkennung IP, Tod nach Zuerkennung Rehabilitationsgeld und sonstige Todesfälle
  - Beobachtungsjahre: 2009-2017
  - Quelle: Hauptverband der Sozialversicherungsträger; Spezialauswertung durchgeführt durch Mag. Grillitsch und Mag. Schmotzer
  - Kongruente Gesamtheit und Leistungsfälle daraus (die Todesfällen sind weiter in Tod nach IP, RG und sonstige aufgeteilt, um Doppelzählungen zu bereinigen)
  - Personenhierarchie: ist (i) Angestellte, (ii) Arbeiter, (iii) Sozialleistungsempfänger (Arbeitslosengeld, Notstandshilfe, Pensionsvorschuss, Sonderunterstützung, Weiterbildungsgeld, Krankengeld, KBG/Wochengeld, Übergangsgeld, Familienhospizkarenz, Pflegekarenz)
  - Bezieher von Sozialleistung werden nicht nach Angestellten und Arbeitern getrennt geführt, sie müssen auf Angestellte und Arbeiter gemappt werden (siehe Abschnitt 5.3 sowie A.1).
  - Bezieher von Rehabilitationsgeld sind weder als Aktive/Beitragspflichtige noch als Bezieher von Sozialleistungen geführt. Sie werden aus einer gesonderten Auswertung [32] herangezogen (siehe Abschnitt 6.4).

Die Altersverteilung und das Volumen der Bestände und Todesfälle ist in Abbildung A.1 dargestellt.

Als Datenbasis für die Invalidisierungswahrscheinlichkeiten der Tafel AVÖ 2018-P dient die Auswertung des Hauptverbandes der Sozialversicherungsträger zu den Aktivenbeständen und den daraus resultierenden Ausscheidzahlen [33]. Diese Auswertung mit Daten der Jahre 2009 – 2017 stellt die Bestände am

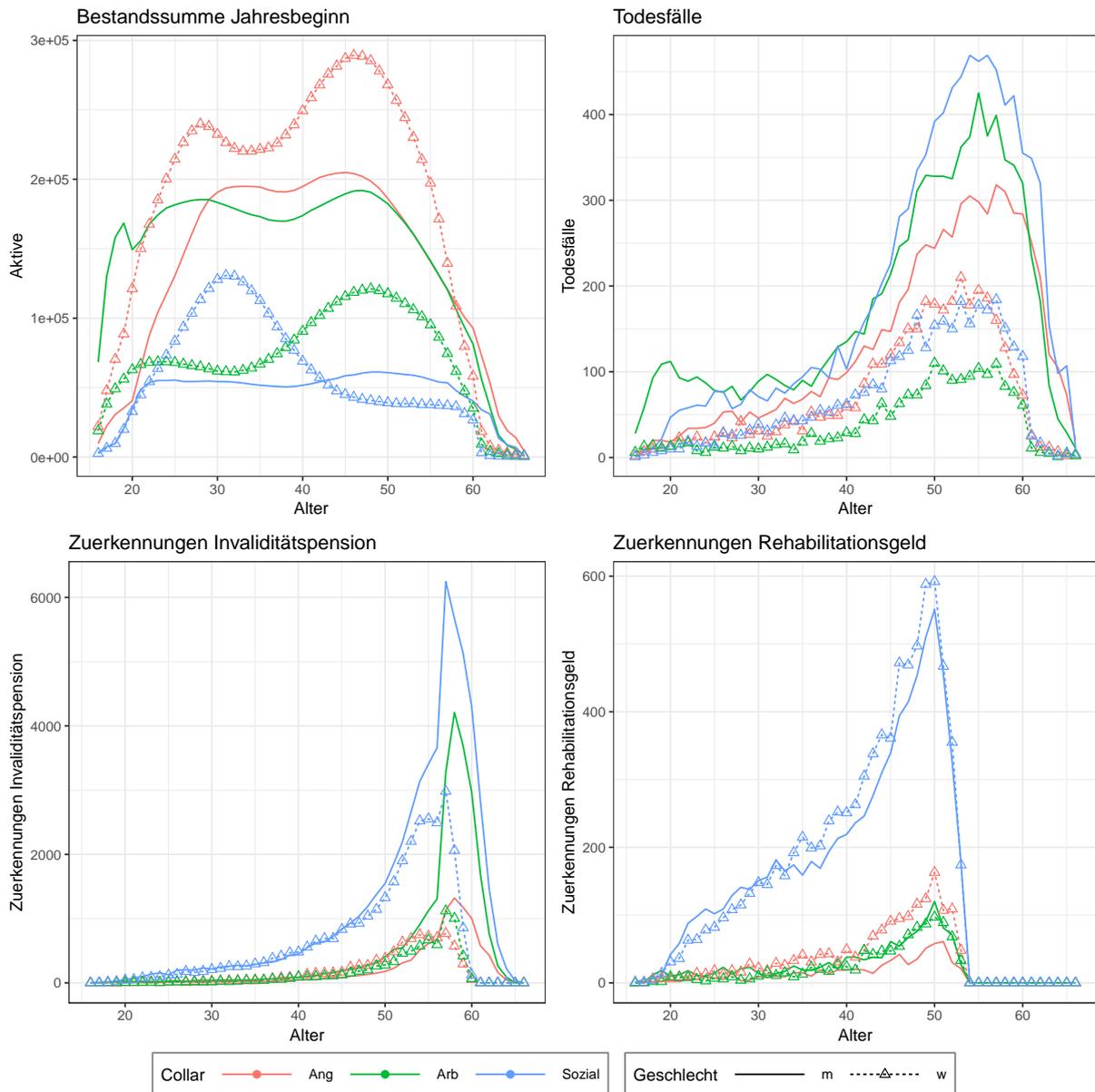


Abbildung A.1: Bestandsgrößen und Ausscheidzahlen der Aktiven

Jahresanfang der in der Pensionsversicherung pflichtversicherten Angestellten, Arbeiter und der Bezieher von Sozialleistungen (vor allem Arbeitslosengeld sowie Wochen-/Kinderbetreuungsgeld) – letztere jedoch nicht nach Angestellten und Arbeitern getrennt – den daraus während des Jahres resultierenden Fällen von Ableben und Invalidisierung (getrennt nach ASVG-Invaliditätspension und Rehabilitationsgeld) gegenüber. Die Bezieher von Rehabilitationsgeld sind in dieser Auswertung explizit nicht erfasst und werden aus einer gesonderten Auswertung [32] des Sozialministeriums übernommen.

Die Ablebensfälle sind weiters unterteilt in Ableben nach Zuerkennung von Invaliditätspension oder Rehabilitationsgeld und sonstige Todesfälle. Damit wird dem Umstand Rechnung getragen, dass die Beobachtungen Ableben und Invalidisierung in dieser Auswertung eigentlich als unabhängige Ausscheideordnungen beobachtet werden und damit die beobachteten Todesfälle auch jene Personen umfassen, die vor dem Tod bereits durch Invalidisierung aus dem Aktivenbestand ausgeschieden sind. Dies könnte zwar auch rechnerisch durch die Übliche Umrechnung von unabhängigen auf abhängige Ausscheideordnungen korrigiert werden, das Vorliegen der Todesfälle getrennt nach Tod nach IP, RG und Aktivität hat jedoch zusätzlich zur exakten Ableitung der abhängigen Ausscheideordnung den weiteren Vorteil, dass sie die Untersuchung der erhöhten Sterblichkeit im Kalenderjahr der Invalidisierung ermöglichen, auch wenn die Anzahl der Fälle relativ gering ist.

Die Gesamtzahlen pro Jahr dieses Bestands belaufen sich auf folgende Werte (in Tausend):

Männer (Tsd.)	Angestellte				Arbeiter				Sozialleistungsbezieher			
	Akt.	IP	RG	Tod	Akt.	IP	RG	Tod	Akt.	IP	RG	Tod
<b>Jahreswerte</b>												
2009	1.571	4,8		2,0	1.768	15,1		2,7	224	8,2		1,0
2010	1.581	5,1		2,0	1.732	13,5		2,6	259	8,5		1,1
2011	1.600	4,7		1,9	1.759	12,8		2,5	246	7,8		1,0
2012	1.635	4,8		1,8	1.796	12,3		2,5	240	7,7		1,0
2013	1.679	4,7		1,9	1.801	10,8		2,6	255	7,0		1,1
2014	1.709	3,8	0,8	2,0	1.812	8,1	1,5	2,3	269	5,2	1,5	1,1
2015	1.739	3,2	1,1	2,0	1.830	6,4	1,7	2,5	282	4,6	1,9	1,1
2016	1.776	3,3	1,0	2,0	1.844	6,6	2,2	2,5	287	4,9	2,2	1,1
2017	1.811	3,0	1,2	2,0	1.874	5,0	2,0	2,5	282	3,9	2,1	1,1
<b>Rehageld</b>												
vor Rehageld	8.065	24,0		9,6	8.857	64,6		13,1	1.224	39,3		5,2
seit Rehageld	7.035	13,4	4,0	8,0	7.360	26,1	7,4	9,8	1.119	18,6	7,7	4,4
<b>Gesamt</b>												
gesamt	15.100	37,2	4,0	17,6	16.217	90,9	7,4	22,9	2.343	57,8	7,7	9,6

Frauen (Tsd.)	Angestellte				Arbeiter				Sozialleistungsbezieher			
	Akt.	IP	RG	Tod	Akt.	IP	RG	Tod	Akt.	IP	RG	Tod
<b>Jahreswerte</b>												
2009	2.128	5,0		1,0	874	5,3		0,6	299	4,8		0,3
2010	2.154	5,0		0,9	864	4,8		0,6	312	4,6		0,4
2011	2.189	4,9		1,0	872	4,5		0,6	308	4,6		0,4
2012	2.235	4,8		1,0	882	4,6		0,6	303	4,9		0,4
2013	2.288	4,9		1,1	881	3,9		0,5	308	4,5		0,4
2014	2.327	3,0	1,6	1,1	880	2,3	1,0	0,5	315	2,5	1,6	0,4
2015	2.370	2,5	2,1	1,2	882	2,0	1,3	0,5	325	2,4	2,1	0,4
2016	2.415	2,6	2,4	1,2	883	1,9	1,4	0,6	331	2,4	2,3	0,4
2017	2.464	2,4	2,4	1,0	888	1,6	1,4	0,6	330	2,0	2,2	0,4
<b>Rehageld</b>												
vor Rehageld	10.994	24,6		5,1	4.374	23,1		2,9	1.531	23,4		1,9
seit Rehageld	9.576	10,6	8,6	4,5	3.532	7,8	5,1	2,2	1.301	9,3	8,2	1,6
<b>Gesamt</b>												
gesamt	20.570	35,0	8,6	9,6	7.906	31,1	5,1	5,1	2.832	32,8	8,2	3,5

Wie bereits im Abschnitt 5.3 beschrieben wird ein Großteil der Todes- und Invalidisierungsfälle nicht direkt im beitragspflichtigen Aktivenbestand beobachtet, sondern überproportional im Bestand der Sozialleistungsempfänger, die jedoch nicht nach Angestellten und Arbeitern getrennt ausgewertet werden können. Daher werden diese im Verhältnis der Bestände und der beobachteten Leistungsfälle auf die Angestellten und Arbeiter verteilt. Durch diesen Zugang wird einerseits das Niveau des Gesamtbestandes aus Angestellten und Arbeitern erhalten und andererseits das Verhältnis der Sterbe- und Invalidisierungswahrscheinlichkeiten der beiden Teilbestände aus dem beobachtbaren Bestand der beitragspflichtigen Aktiven übernommen.

Damit ergeben sich folgende Basiswerte (wieder in Tausend) für die Ableitung der Aktivenausscheidungsordnungen:

	Männer (Tsd.)								Frauen (Tsd.)							
	Angestellte				Gesamt				Angestellte				Gesamt			
	Akt.	IP	RG	Tod	Akt.	IP	RG	Tod	Akt.	IP	RG	Tod	Akt.	IP	RG	Tod
2009	839	3,4		1,2	1.781	14,0		2,9	1.173	3,7		0,6	1.651	7,5		1,0
2010	853	3,8		1,2	1.786	13,6		2,9	1.192	3,7		0,6	1.665	7,2		0,9
2011	860	3,4		1,2	1.803	12,7		2,7	1.207	3,7		0,6	1.685	7,0		1,0
2012	875	3,5		1,1	1.835	12,4		2,7	1.229	3,7		0,6	1.710	7,1		1,0
2013	902	3,4		1,2	1.868	11,3		2,8	1.258	3,7		0,6	1.739	6,7		1,0
2014	920	2,8	0,6	1,2	1.895	8,5	1,9	2,7	1.280	2,2	1,3	0,7	1.760	3,9	2,1	1,0
2015	939	2,4	0,9	1,3	1.925	7,1	2,3	2,8	1.306	1,9	1,7	0,7	1.789	3,4	2,8	1,0
2016	959	2,5	0,8	1,3	1.953	7,4	2,7	2,8	1.332	2,0	1,9	0,8	1.815	3,5	3,0	1,1
2017	976	2,3	1,0	1,2	1.983	6,0	2,7	2,8	1.356	1,8	1,9	0,6	1.841	3,0	3,0	1,0
<b>Rehageld</b>																
vor Rehageld	4.329	17,5		5,9	9.073	63,9		14,0	6.059	18,5		3,1	8.449	35,5		4,9
seit Rehageld	3.793	9,9	3,4	5,0	7.757	29,1	9,5	11,1	5.274	8,0	6,9	2,8	7.205	13,9	11,0	4,2
<b>Gesamt</b>																
gesamt	8.122	27,3	3,4	10,9	16.830	93,0	9,5	25,0	11.333	26,3	6,9	5,9	15.654	49,4	11,0	9,1

## A.1.2 BESTANDSDATEN ZU BEZIEHERN VON REHABILITATIONSGELD

- **Bezieher von Rehabilitationsgeld der PVA (Stand, Zu- und Abgang nach Gründen) 2014–2017 [32] (Hauptquelle)**
  - Gesamtheit: Bezieher von Rehabilitationsgeld der PVA (Arbeiter und Angestellte getrennt)
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Arbeiter/Angestellte
  - Variablen: Stand Dezember, Neuzugang und Abgang gesamt, sowie nach Abgangsgrund (dauernde BU / Invalidität, Genesung, Tod, berufliche Rehabilitation, mangelnde Mitwirkung, sonstige)
  - Beobachtungsjahre: 2014-2017
  - Quelle: Hauptverband der Sozialversicherungsträger, Auswertung von Frau Obermayr (Sozialministerium) durchgeführt und als Excel-Dateien zur Verfügung gestellt

Diese Datenquelle mit den Bestands- und Bewegungszahlen der Bezieher von Rehabilitationsgeld wurde bereits im Abschnitt 6.4 im Detail dargestellt und analysiert.

Aufgrund der Neueinführung des Rehabilitationsgelds stehen erst vier Jahre an Beobachtungsdaten zur Verfügung, wobei in den Altern ab 51 Jahren durch die Übergangsbestimmung erst graduell in den kommenden Jahren erste Beobachtungsdaten zur Verfügung stehen werden.

## A.2 DATEN FÜR PENSIONISTENSTERBLICHKEITEN

Es liegen zur Bestimmung der Pensionistensterblichkeiten  $q_x^p$ ,  $q_x^i$  und  $q_x^w$  folgende Datengrundlagen vor:

## A.2.1 ASVG-PENSIONISTENBESTANDSDATEN

- **ASVG-Pensionistenbestandsdaten aller PV-Träger [29] (Hauptquelle)**
  - Gesamtheit: ASVG-Pensionsbezieher, nach PV-Träger getrennt
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Pensionsart (Alterspension, Invalidenpension, Witwenpension)
  - Variablen: Stand im Dezember, Neuzugang und Abgang durch Tod während des Jahres
  - Beobachtungsjahre: 2000-2017
  - Quelle: Pensionsstatistik des Hauptverbandes, von Frau Obermayr (BMASGK) als Excel-Dateien zur Verfügung gestellt
  - Aktiver Pensionsbezug ist Voraussetzung, d.h. Invaliditätspensionisten werden erst ab dem Abschluss des Verfahrens bei den IP gezählt => Sterblichkeit zu Beginn der Invalidität wird größtenteils nicht beobachtet
  - Berufsunfähigkeits- und Invaliditätspensionen werden seit 2011 bei Erreichung des Regelpensionsalters zu den Alterspensionen übergeführt, um internationalen Gepflogenheiten zu entsprechen. Da die Tafel AVÖ 2018-P jedoch Invaliditätspensionisten lebenslang von den Alterspensionisten unterscheidet, können diese Daten daher nicht unmittelbar für die Ableitung der Invalidensterblichkeiten herangezogen werden.
  - Als Witwenpensionen werden nur tatsächlich ausbezahlte ASVG-Witwenpensionen gezählt, deren Höhe größer als 0 ist.<sup>1</sup>
  - Waisenpensionen werden erst seit 2008 nach Geschlecht unterteilt, davor enthalten die Statistiken lediglich die Gesamtsumme der männlichen und weiblichen Waisenpensionen. Da jedoch in der AVÖ 2018-P keine Waisen berücksichtigt werden, ist dieser Effekt zu vernachlässigen.
- **ASVG-Alterspensionistendaten aller PV-Träger, ab 2011 getrennt nach Alterspension nach Aktivität und nach Invalidität [30] (Hauptquelle für IP ab 2011)**
  - Struktur ident zu den ASVG-Pensionistenbestandsdaten aller PV-Träger [29]
  - Auswertung aus den Datenbanken der Pensionsversicherung durch Frau Mag. Obermayr (BMASGK)
  - Alterspensionen nach Invalidität werden auch nach 2011 als solche in der Auswertung identifiziert, sodass Invaliditätspensionen bis zum Tod als solche geführt werden (in Abweichung von der Pensionsstatistik, in der seit 2011 Invaliditätspensionen mit Erreichung des Pensionsalters in Alterspensionen übergeführt werden)

Aus der jährlichen Pensionsstatistik des Hauptverbands der Sozialversicherungsträger stehen dem Arbeitskreis Rechnungsgrundlagen zur Ableitung der Pensionistensterblichkeiten jährliche Bestandszahlen, Neuzugänge und Ausscheidezahlen durch Tod pro Pensionsversicherungsträger für den Zeitraum 2000 bis 2016 zur Verfügung.

Diese werden publiziert unter dem Titel "Statistische Daten aus der Sozialversicherung - Anhang zur PV-Jahresstatistik - Auswertungen nach Alter" [29].

Sämtliche Daten der Pensionsstatistik liegen in folgender Struktur vor:

<sup>1</sup>Bei ausreichend hoher Eigenpension oder eigenem Einkommen (§ 264 ASVG) besteht zwar dem Grunde nach Anspruch auf eine Witwen(Witwer)pension nach § 258 ASVG, deren Höhe jedoch nach § 264 ASVG bis auf 0 gekürzt wird, wodurch keine Hinterbliebenenpension zur Auszahlung gelangt. Derartige Fälle sind in den vorliegenden Statistiken nicht bei den Hinterbliebenenpensionen umfasst. Erfüllt eine Witwe bzw. ein Witwer nicht die Wartefristen des § 258 ASVG, so erhält sie oder er nach § 269 ASVG nur eine einmalige Abfindung, die ebenfalls nicht in den Statistiken der Witwenpensionen umfasst ist, bei privatrechtlichen Pensionszusagen oder bei Pensionskassen jedoch sehr wohl eine WIP ergeben würden.

**Hauptverband der österreichischen Sozialversicherungsträger - Pensionsversicherung - Jahresstatistik**

Pensionsversicherungsanstalt - Angestellte						Dezember 2016			
Stand der Pensionsbezieher									
Alter in Jahren	Alle Pensionen	Invaliditäts-(EU)-pensionen		Alterspensionen		Witwen-, Witwerpension		Waisenpension	
		Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
<b>Insgesamt</b>									
<b>5 und jünger</b>									
<b>6</b>									
<b>7</b>									
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
<b>98</b>									
<b>99</b>									
<b>100 und älter</b>									

Die vorliegenden Daten umfassen folgende Pensionsversicherungsträger und Aggregationen (die jedoch nicht für die Auswertung herangezogen wurden, sondern lediglich als Kontrollwerte für die korrekte Aggregation im Rahmen der Auswertungen verwendet wurden):

- Pensionsversicherung insgesamt ("ASVG Gesamt": PVA, VAEB, SVA, SVB)
- Pensionsversicherung der Unselbständigen ("PVA": Arbeiter und Angestellte aggregiert)
- Pensionsversicherungsanstalt - Angestellte ("PVA-Angestellte")
- Pensionsversicherungsanstalt - Arbeiter ("PVA-Arbeiter")
- VAEB - Bergbau
- VAEB - Eisenbahnen
- Sozialversicherungsanstalt der gewerblichen Wirtschaft (SVA)
- Sozialversicherungsanstalt der Bauern (SVB)

Pro Träger und Kalenderjahr stehen folgende Werte zur Verfügung:

- Stand der Pensionsbezieher (jeweils im Dezember des entsprechenden Kalenderjahres)
- Erstmalige Pensionsneuzuerkennungen<sup>2</sup>
- Abgang wegen Tod

Folgende Zustände werden beobachtet und dargestellt:

- Alle Pensionen (Summe aller Spalten, dient lediglich als Kontrollspalte)
- Invaliditäts-/EU-Pensionen: Männer, Frauen (siehe Bemerkungen im Abschnitt A.2.1)
- Alterspensionisten: Männer, Frauen
- Witwen-, Witwerpensionen: Männer, Frauen
- Waisenpension: Männer, Frauen (bis 2008 wurden Waisenpensionen nicht nach Geschlecht unterschieden)

Die Zahlen zu Waisenpensionen fließen in die Erstellung der Pensionstafel nicht ein.

<sup>2</sup>Durch "erstmalig" soll angedeutet werden, dass befristete, verlängerte Invaliditätspensionen bei Verlängerung nicht erneut als Zugang zur Invaliditätspension gewertet werden.

Tabelle A.1: Zeitliche Entwicklung des ASVG-Bestands (alle Pensionsarten, beide Geschlechter)

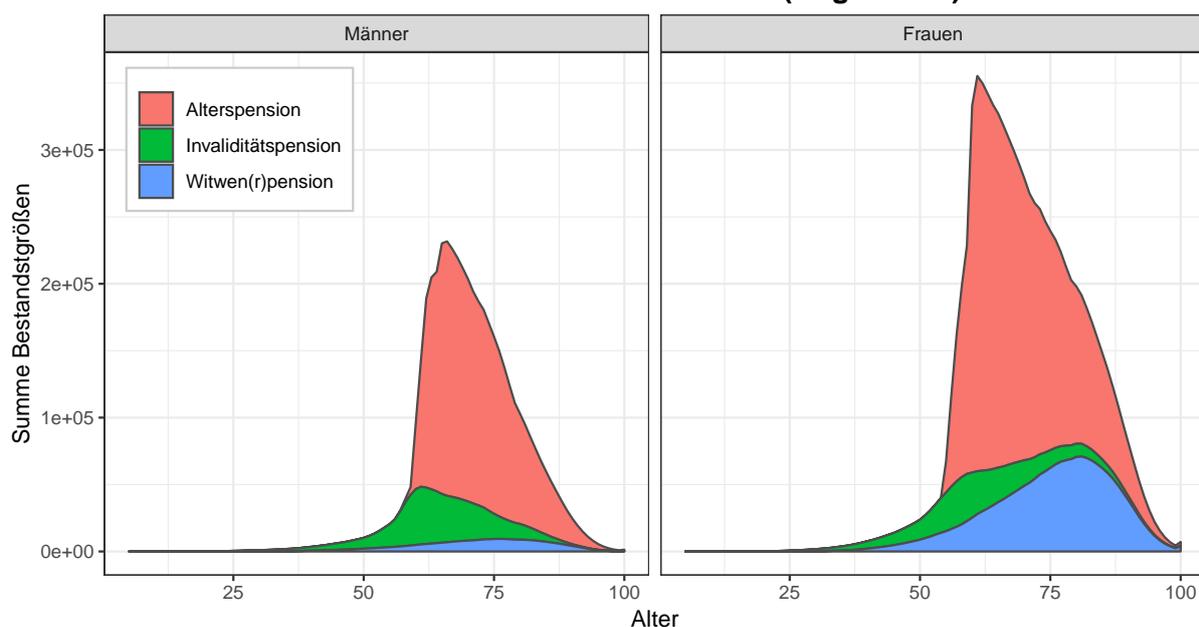
	Männer			Frauen		
	Stand	Neuzugang	Abgang Tod	Stand	Neuzugang	Abgang Tod
2000	725 586	52 577	31 318	1 201 917	61 905	44 909
2001	733 957	40 141	30 589	1 208 575	51 662	43 436
2002	740 908	40 114	30 816	1 217 003	55 937	44 008
2003	744 733	37 760	31 541	1 222 368	53 515	45 516
2004	758 230	47 290	31 524	1 235 013	58 828	44 049
2005	771 916	47 360	31 564	1 248 533	60 555	44 186
2006	784 372	46 603	29 075	1 261 785	60 269	40 766
2007	798 702	48 973	29 813	1 277 274	62 812	41 965
2008	812 938	49 842	31 928	1 291 418	62 748	44 972
2009	830 770	54 110	34 954	1 309 016	67 107	47 697
2010	845 183	50 705	34 554	1 325 180	64 921	47 251
2011	858 204	50 507	35 188	1 341 632	67 161	48 231
2012	868 013	48 588	36 316	1 356 707	68 064	50 470
2013	877 585	47 510	36 358	1 372 906	68 322	50 390
2014	881 187	43 157	35 900	1 381 125	62 937	48 859
2015	875 583	36 693	38 322	1 382 026	58 455	52 827
2016	880 862	44 220	37 717	1 395 498	65 735	50 884
2017	885 797	44 872	39 036	1 407 322	66 764	53 900

Tabelle A.2: Bestandsentwicklung nach PV-Trägern

	PVA		SVB	SVA	VAEB		Gesamt
	Angestellte	Arbeiter	Bauern	Gewerbe	Bergbau	Eisenbahnen	
2000	600 009	946 974	186 134	152 793	23 081	18 512	1 927 503
2001	614 898	948 462	184 667	153 361	22 696	18 448	1 942 532
2002	630 010	950 419	183 151	153 606	22 356	18 369	1 957 911
2003	643 649	946 594	182 427	154 327	21 926	18 178	1 967 101
2004	662 057	954 462	181 679	155 342	21 565	18 138	1 993 243
2005	678 606	965 345	181 094	156 220	21 183	18 001	2 020 449
2006	694 295	975 345	180 443	157 150	20 920	18 004	2 046 157
2007	712 510	986 828	180 202	157 809	20 628	17 999	2 075 976
2008	730 092	997 179	179 722	159 059	20 269	18 035	2 104 356
2009	750 060	1 010 976	179 649	161 042	19 950	18 109	2 139 786
2010	768 582	1 021 440	179 509	163 041	19 657	18 134	2 170 363
2011	786 895	1 031 206	179 128	165 119	19 315	18 173	2 199 836
2012	803 812	1 038 215	178 473	167 205	18 924	18 091	2 224 720
2013	822 360	1 045 682	175 977	169 723	18 584	18 165	2 250 491
2014	832 124	1 043 543	174 698	175 681	18 188	18 078	2 262 312
2015	836 439	1 036 311	171 641	177 722	17 667	17 829	2 257 609
2016	850 278	1 039 845	169 988	181 086	17 288	17 875	2 276 360
2017	863 413	1 042 853	167 380	184 760	16 871	17 842	2 293 119

	Alterspension		Invaliditätspension		Witen(r)pension		Gesamt
	AP Männer	AP Frauen	IP Männer	IP Frauen	WIP Männer	WIP Frauen	
2000	157 376	250 567	37 493	36 039	13 528	105 006	600 009
2001	161 313	256 931	39 613	37 455	14 194	105 392	614 898
2002	165 132	264 319	41 367	38 737	14 803	105 652	630 010
2003	168 348	272 510	42 585	39 341	15 218	105 647	643 649
2004	171 447	279 997	46 615	42 891	14 972	106 135	662 057
2005	175 423	287 908	48 530	44 705	15 198	106 842	678 606
2006	179 449	295 882	49 947	46 447	15 315	107 255	694 295
2007	184 592	305 062	51 348	48 273	15 482	107 753	712 510
2008	189 683	314 003	52 569	50 069	15 712	108 056	730 092
2009	195 804	324 002	53 672	52 056	15 959	108 567	750 060
2010	201 061	333 975	54 625	53 887	16 143	108 891	768 582
2011	205 342	344 925	55 489	55 483	16 417	109 239	786 895
2012	209 025	355 559	56 131	56 995	16 728	109 374	803 812
2013	213 041	367 571	56 586	58 454	16 983	109 725	822 360
2014	215 456	377 056	55 735	56 497	17 263	110 117	832 124
2015	215 240	383 703	54 718	54 937	17 625	110 216	836 439
2016	217 840	393 292	54 662	55 865	17 957	110 662	850 278
2017	220 790	402 699	54 426	56 591	18 128	110 779	863 413

### Altersstruktur der ASVG-Pensionistenbestände (Angestellte) 2000–2016



### INVALIDITÄTSPENSIONISTEN NACH ERREICHEN DES REGELPENSIONALTERS

Bis 2011 wurden Invaliditätspensionen bis zum Tod als IP in der offiziellen Statistik weitergeführt, seit 2011 werden Invaliditätspensionen mit Erreichen des gesetzlichen Pensionsalters in Alterspensionen übergeführt, sodass die offizielle Statistik ab 2011 keine Aussage über die Alterssterblichkeit von ursprünglichen Invaliditätspensionsbeziehern zulässt. Die Versichertendatei des Hauptverbands der Sozialversicherungsträger lässt jedoch eine Auswertung auf Alterspension nach Invaliditätspension zu, sodass das BMASGK dem Arbeitskreis eine Auswertung [30] der Pensionsbezieher getrennt in Invaliditäts- und Alterspension auch über das Regelpensionsantrittsalter hinaus zur Verfügung stellen konnte. Auf dieser,

von der Logik der offiziellen Pensionsstatistik abweichenden Auswertung, basiert die Ableitung der Pensionstafel.

## A.2.2 BESTANDSDATEN DER PENSIONSKASSEN

- **Bestandsabfrage der österreichischen Pensionskassen [44]**
  - Gesamtheit: Pensionsbezieher der vier größten österreichischen Pensionskassen (APK, BPK, Valida, VBV)
  - Faktoren: Kalenderjahr, Alter, Geschlecht, Pensionsart (Eigenpension, Witwenpension)
  - Variablen: Stand BoY, davon Abgang durch Tod während Kalenderjahr, davon sonstige Abgänge während Kalenderjahr
  - Beobachtungsjahre: 2010-2016
  - Quelle: Datenabfrage des Arbeitskreises Rechnungsgrundlagen an die betroffenen PK
  - Pensionsbezieher werden im Jahr des Pensionsbeginns NICHT beobachtet

Eine detaillierte Präsentation der Auswertung dieser Bestandsdaten erfolgt in einem eigenen Anhang B.

## Anhang B

# Auswertung der Pensionskassen-Bestandsabfrage

### B.1 DATENABFRAGE

Es wurden von den vier größten Österreichischen Pensionskassen (APK, Bundespensionskasse, Valida und VBV) Daten ihres Bestandes zur Verfügung gestellt:

- APK: 2003 – 2016
- Bundespensionskasse: 2010 – Sept. 2017
- Valida Pension und Valida Industrie: 2010 – 2016
- VBV Pensionskasse: 2005 – 2017

Diese Unternehmen decken den Großteil des österreichischen Markts ab. Weitere, kleinere Pensionskassen sind in Zukunft auch herzlich eingeladen, ihre Daten zum Datenpool beizusteuern.

Abgefragt wurden nur bereits aggregierte Werte nach Alter, Geschlecht und Personentyp der Größen:

- Bestand zu Jahresbeginn
- Davon Abgang durch Tod
- Davon sonstige Abgänge
- Davon Bestand zu Jahresende (Kontrollspalte)

#### Datenabfrage zum Gesamtbestand zur Erstellung einer Pensionssterbetafel durch den AVÖ-Arbeitskreis Rechnungsgrundlagen

Unternehmen:

Jahr:

Geburtsjahr	Männer											
	AWB				Eigenpension (sowohl Invaliden- als auch Alterspension)				Hinterbliebenenpension (nur Witwer)			
	Bestand BoY	davon Tod	davon ausgesch.	davon im Bestand EoY	Bestand BoY	davon Tod	davon ausgesch.	davon im Bestand EoY	Bestand BoY	davon Tod	davon ausgesch.	davon im Bestand EoY
1900												
1901												
...												
...												
2014												
2015												

Geburtsjahr	Frauen											
	AWB				Eigenpension				Hinterbliebenenpension (nur Witwen)			
	Bestand BoY	davon Tod	davon ausgesch.	davon im Bestand EoY	Bestand BoY	davon Tod	davon ausgesch.	davon im Bestand EoY	Bestand BoY	davon Tod	davon ausgesch.	davon im Bestand EoY
1900												
1901												
...												
...												
2014												
2015												

Insbesondere wurden damit Neuzugänge während des Jahres explizit weder im Stand noch in den Abgängen beobachtet. Dies erleichtert die Analyse, falls größere Bestandsübertragungen stattgefunden haben. Allerdings wird damit auch das erste Kalenderjahr nach dem Eintritt in den jeweiligen Bestand nicht beobachtet. Dies ist v.a. für die Ableitung einer Invalidensterblichkeit von Relevanz, da allgemein bekannt ist, dass unmittelbar nach Eintritt der Invalidität die Mortalität am höchsten ist, mit der Zeit jedoch abnimmt.<sup>1</sup>

Der Bestand wurde für diese Abfrage in drei Kategorien unterteilt:

- Anwartschaftsberechtigte (ohne Pensionsbezug)
- Eigenpensionsbezieher (Invaliditäts- und Alterspensionisten aggregiert)
- Witwen(r)pensionsbezieher

Um keine Identifizierung der Bestandsstruktur einzelner Unternehmen zu ermöglichen, wurde mit den Pensionskassen vereinbart, Beobachtungsjahre nur bei Vorliegen von Daten von mindestens drei Unternehmen zu benutzen. Damit beschränkt sich der für die Untersuchungen zur Verfügung stehende Zeitraum auf die Jahre 2010 bis 2016.

## SCHWÄCHEN DER BESTANDSABFRAGE

- Durch die grobe Bestandsgliederung in Anwartschaftsberechtigte, Eigenpensions- und Witwenpensionsbezieher ist insbesondere die Ableitung von gesonderten Invaliditätssterblichkeiten nicht möglich, da diese durch die Alterspensionistensterblichkeit ab 55 Jahren überlagert wird. Ein Vergleich mit den ASVG-Daten kann daher nur für Invaliditäts- und Alterspensionsbezieher in Summe erfolgen.
- Ebenso sind bei den sonstigen Abgängen alle Abgangsgründe außer Tod aus dem Bestand der Anwartschaftsberechtigten inkludiert: Pensionierung, Invalidisierung, Abfindung, Wechsel in eine andere Pensionskasse, Kapitalablöse, etc. Insbesondere durch den Einschluss der Pensionierungen und Invalidisierungen ist damit eine sinnvolle Ableitung von Fluktuationen für die Bewertung von Sozialkapital nur bedingt möglich.
- Durch die Möglichkeit (bzw. bei manchen Pensionskassen de facto den Zwang) der Kapitalabfindung bei Anwartschaften unter der Bagatellgrenze enthält der Alterspensionistenbestand der Pensionskassen nur eine Teilmenge der tatsächlichen Alterspensionisten der relevanten Bevölkerungsschicht. Für die Rückstellungsberechnung von Pensionskassen ist die Sterblichkeit dieses selektiven Bestands zwar relevant, bei der Bewertung von Sozialkapital und Pensionsrückstellungen muss dieser Unterschied jedoch bedacht werden. Dies geht teilweise so weit, dass einzelne Pensionskassen gar keine Pensionisten melden, da der Bestand verschwindend gering ist.

## STRUKTUR DER VORLIEGENDEN PENSIONSKASSENBESTÄNDE

Die entsprechenden "Gesamtbestandsgrößen" weisen folgende Charakteristika auf:

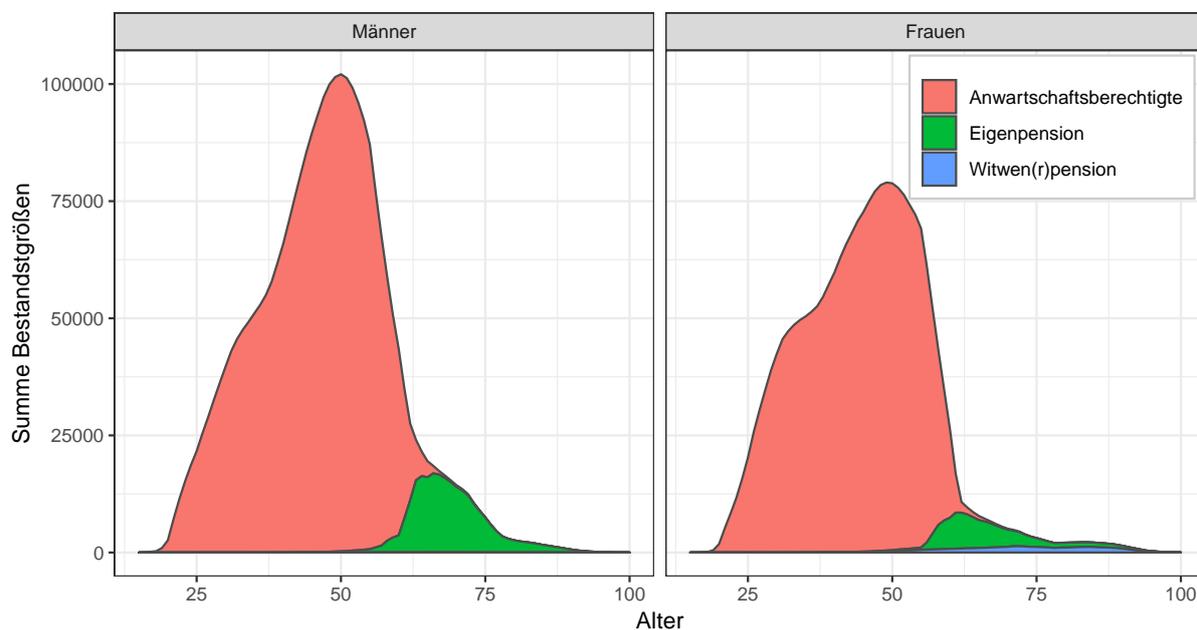
<sup>1</sup>Dieser Effekt wird jedoch durch die Spezialauswertung [33] des Hauptverbands zu Aktivenausscheidungsordnungen näher untersucht und quantifiziert.

Tabelle B.1: Zeitliche Entwicklung des gesamten Pensionskassenbestands

	Männer				Frauen			
	Jahresbeginn	davon		Jahresende	Jahresbeg.	davon		Jahresende
Tote		Abgang	Tote			Abgang		
2010	362 703	1 126	13 637	347 940	281 998	654	13 680	267 664
2011	372 363	1 065	12 152	359 146	294 748	556	11 191	283 001
2012	382 694	1 115	12 543	369 036	305 766	642	11 629	293 495
2013	390 114	1 337	12 576	376 201	314 496	792	11 784	301 920
2014	402 282	1 296	12 137	388 849	326 747	824	11 488	314 435
2015	410 262	1 394	10 539	398 329	337 048	748	10 571	325 729
2016	419 859	1 287	11 426	407 146	346 571	716	10 629	335 226

	Anwartschaftsberechtigte		Eigenpensionsbezieher		Witen(r)pensionisten	
	Männer	Frauen	Männer	Frauen	Männer	Frauen
2010	670 126	529 796	54 740	23 888	540	10 312
2011	682 666	550 782	61 420	27 292	640	11 422
2012	699 294	570 224	65 434	29 608	660	11 700
2013	709 904	585 076	69 646	31 944	678	11 972
2014	726 748	604 730	77 104	35 982	712	12 782
2015	739 204	623 114	80 548	37 864	772	13 118
2016	755 106	639 920	83 784	39 688	828	13 534

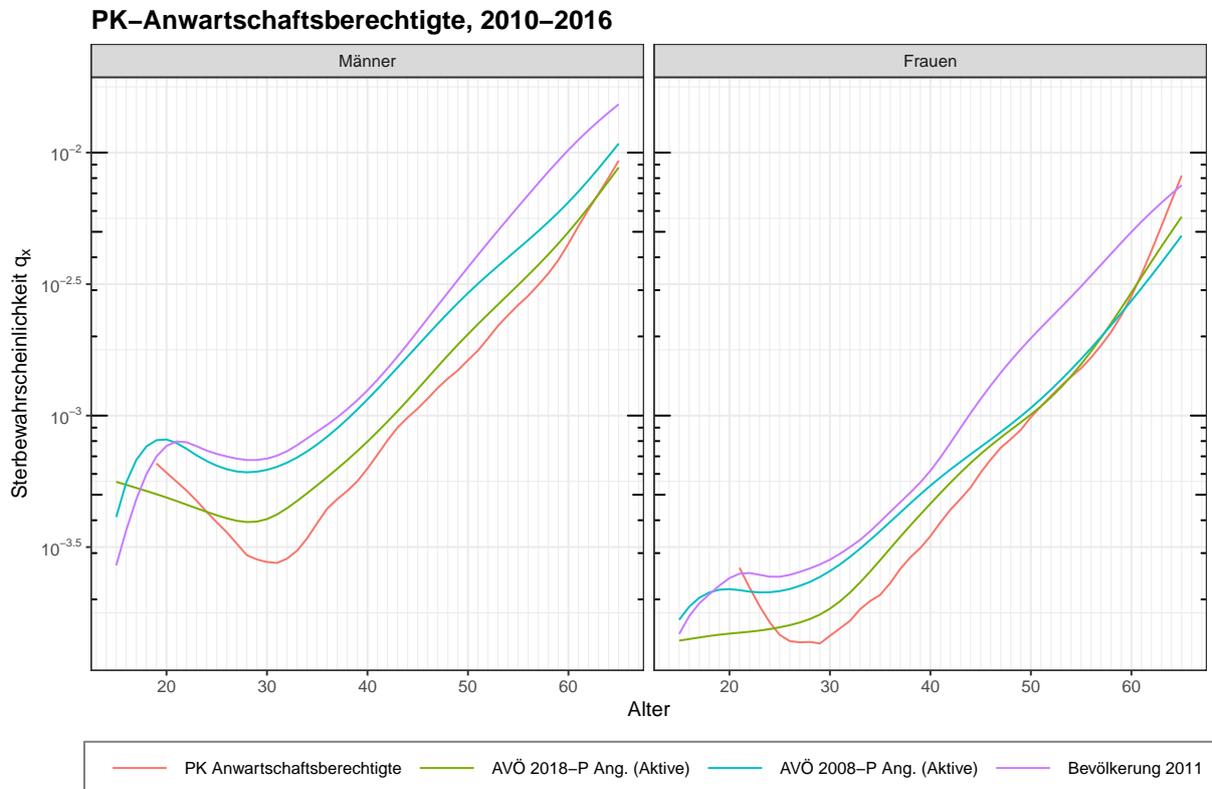
Altersstruktur der Pensionskassenbestände 2010–2016



## B.2 STERBLICHKEITEN DER ANWARTSCHAFTSBERECHTIGTEN DES PENSIONSKASSENBESTANDES

Der Bestand an Anwartschaftsberechtigten stellt die größte Gesamtheit der Datenabfrage dar und führt zu einem Sterblichkeitsniveau der Anwartschaftsberechtigten, das mit jenem der Aktivensterblichkeit

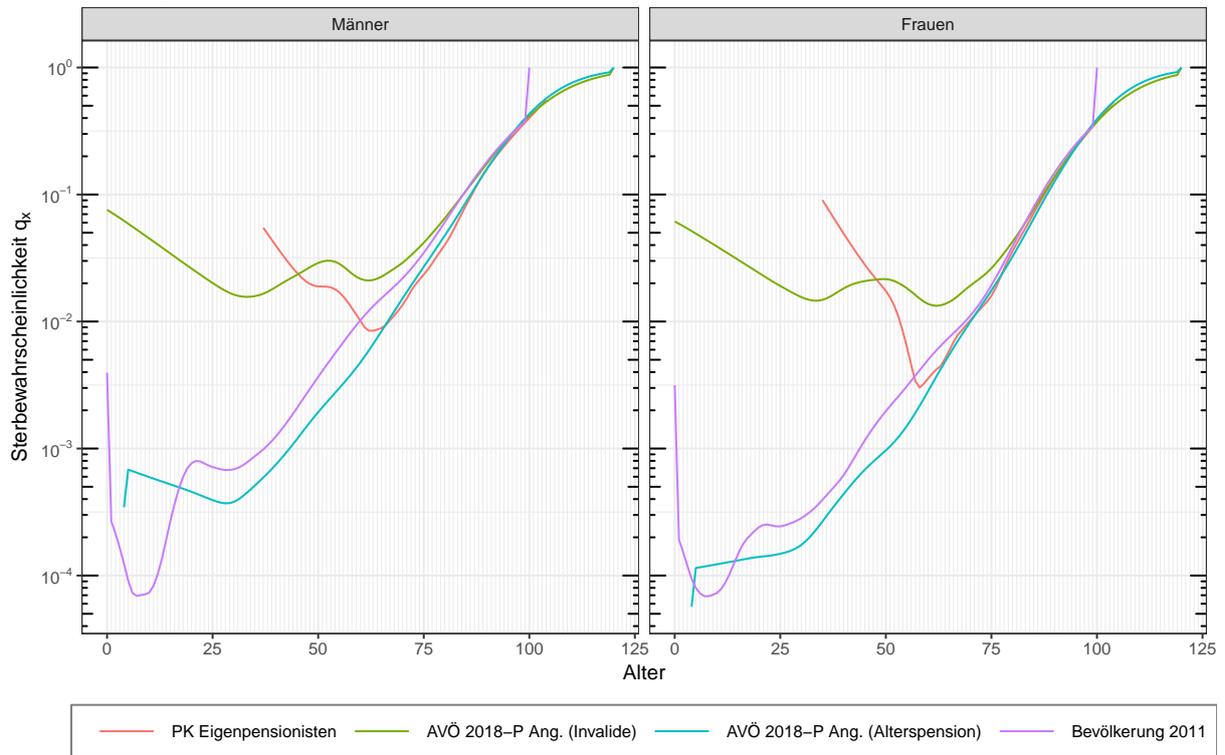
der Tafel AVÖ 2018-P zumindest größenordnungsmäßig korrespondiert. Angesichts der bezüglich des sozialen Status ähnlichen Grundbestandes ist dies auch zu erwarten. Auch hier zeigt sich, dass der Bestand der Pensionskassen eine deutlich geringere Sterblichkeit aufweist als die bisherige Tafel AVÖ 2008-P.



### B.3 EIGENPENSIONISTENSTERBLICHKEITEN DES PENSIONSKASSENBESTANDES

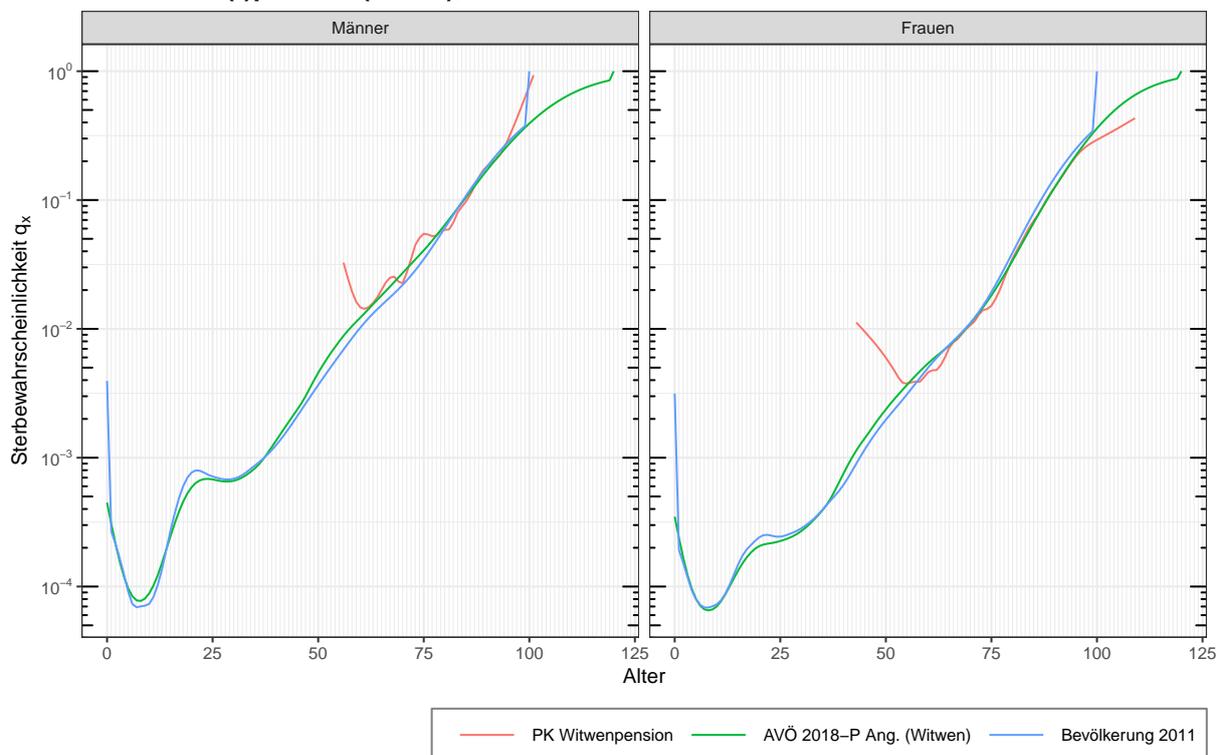
Während die vorliegenden Daten der Jahre 2010 bis 2016 eine erstaunlich gute Ableitung von Sterbewahrscheinlichkeiten der Aktiven zulässt, gestaltet sich die Datenlage bei den Eigenpensionsbeziehern schon etwas ausgedünnt. Dennoch ist das Niveau im Bereich der Alterspensionisten stark kongruent mit der Angestellten-Tafel AVÖ 2018-P. Die Invalidensterblichkeit der Tafel AVÖ 2018-P kann nicht plausibilisiert werden, da die Invalidenzahlen der Pensionskassen extrem gering und daher deren Sterblichkeit nicht aussagekräftig ist.

**PK-Eigenpensionisten (IP+AP), 2010–2016**



Bei den Witwen- und Witwerpensionen ist die Datenlage wie obige Tabellen der Volumina zeigt noch um einiges schlechter, dennoch ist selbst hier für Alter über 50 Jahren das Niveau der Tafel ablesbar.

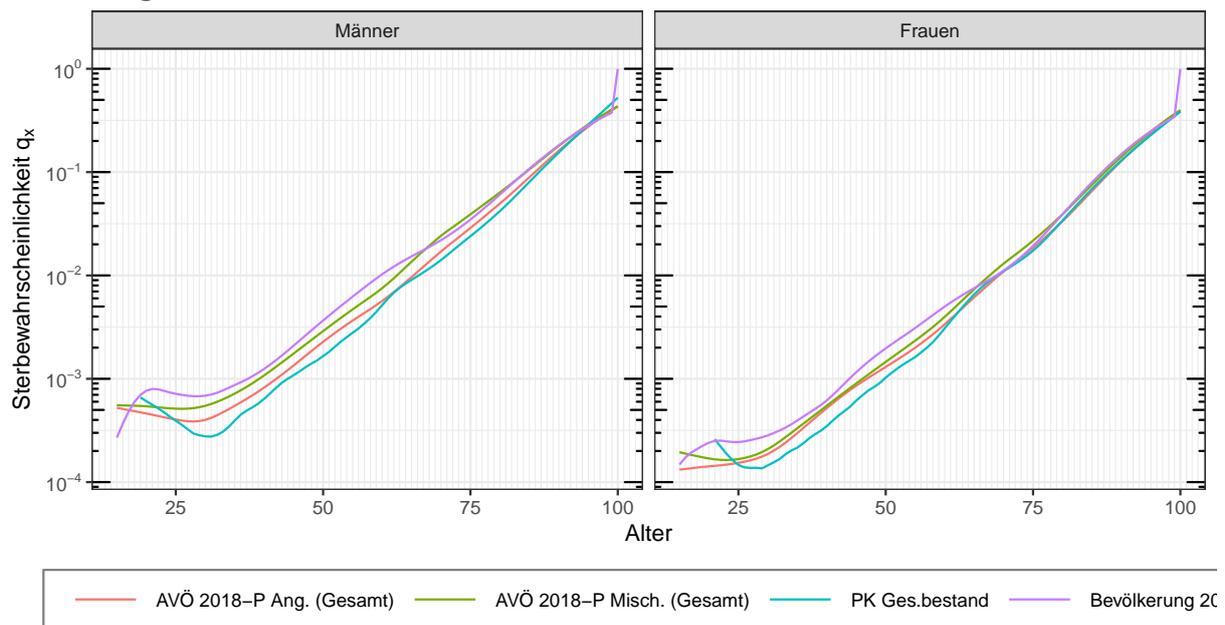
**PK-Witwen(r)pension (IP+AP), 2010–2016**



## B.4 GESAMTSTERBLICHKEIT DES PENSIONSKASSENBESTANDES

Auch im Vergleich der Gesamtbestandssterblichkeit (Anwartschaftsberechtigte und Eigenpensionisten in Summe) zeigt sich ein ähnliches Bild: Die Sterblichkeit der Männer im Pensionskassenbestand ist im Vergleich zur Gesamtbestandssterblichkeit der Tafel AVÖ 2018-P etwas geringer als die Angestellten und deutlich geringer als der Mischbestand. Bei den Frauen ist der Unterschied deutlich geringer. Insbesondere ist bei den Frauen die Gesamtbestandssterblichkeit der Angestellten, Arbeiter und der Pensionskassen relativ ähnlich, jedoch deutlich unter der österreichischen Bevölkerung.

**Vergleich Gesamtsterblichkeit mit Pensionskassen-Gesamtbestand, 2010–2016**



## B.5 SONSTIGE AUSSCHIEDEWAHRSCHEINLICHKEITEN

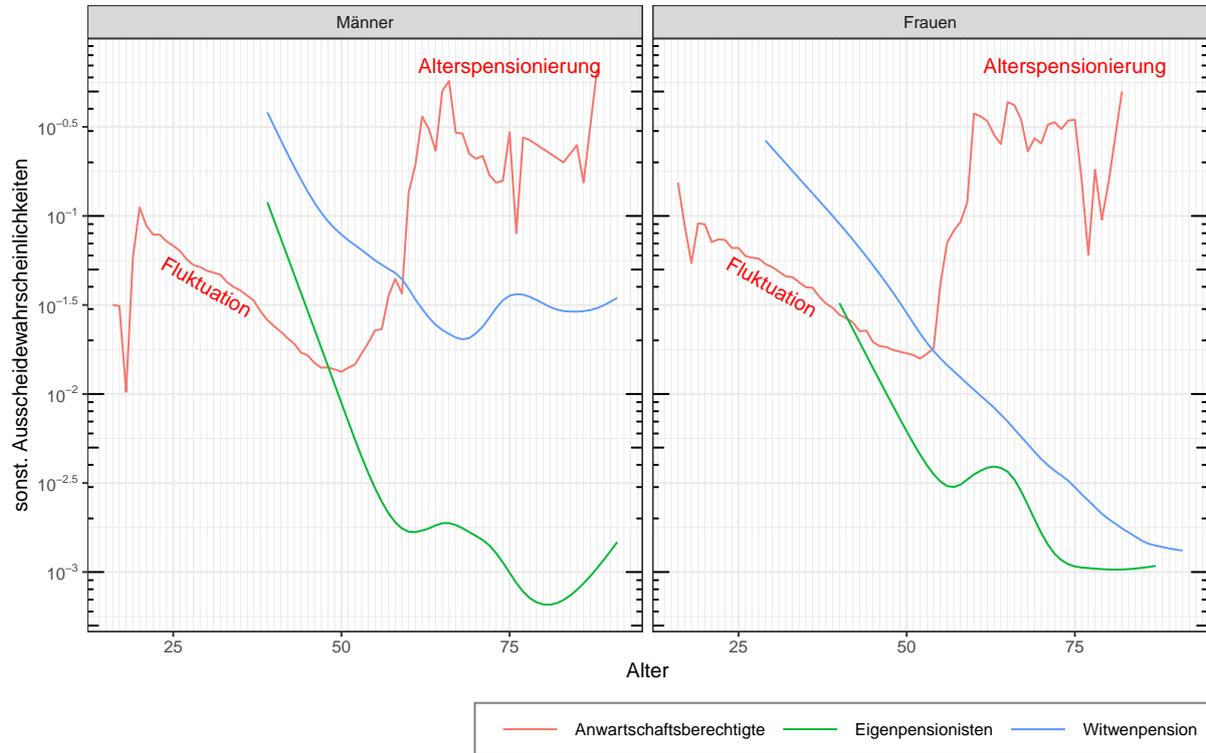
Zusätzliche zu den Todesfällen wurden auch die sonstigen Abgänge aus dem Bestand der Anwartschaftsberechtigten, der Eigenpensions- und der Witwenpensionsbezieher abgefragt. Die Gründe für den Abgang wurden hierbei nicht berücksichtigt, insofern sind die hier dargestellten sonstigen Ausscheidewahrscheinlichkeiten eine Überlagerung unter anderem folgender Hauptgründe:

- Ausscheiden aus dem AWB-Bestand aufgrund des Berufswechsels und evt. einer Abfindung
- Ausscheiden aus dem AWB-Bestand aufgrund von Invalidisierung
- Ausscheiden aus dem AWB-Bestand aufgrund der Inanspruchnahme einer (vorzeitigen oder regulären) Alterspension
- Ausscheiden aus den Eigenpensionsbeziehern aufgrund der Reaktivierung bei IP
- Ausscheiden aus den Eigenpensionsbeziehern aufgrund der Übertragung in eine andere Form der Altersvorsorge (in die BKV im Jahr 2014)
- Beendigung der Witwenpension aufgrund von Wiederverheiratung

Der erste Punkt dürfte bei den AWB-Ausscheidzahlen bis ca. 55 Jahre überwiegen, danach überwiegen die Alterspensionierungen.

In der folgenden Grafik wurden die sonstigen Ausscheidewahrscheinlichkeiten der AWB nicht geglättet, da hierbei manche Effekte (vorzeitige Alterspension) konkret auf einzelne Jahre wirken und daher für diese Altersbereiche keine Glättung gewünscht ist.

**Pensionskassen: sonstige Ausscheidewahrscheinlichkeiten, 2010–2016**

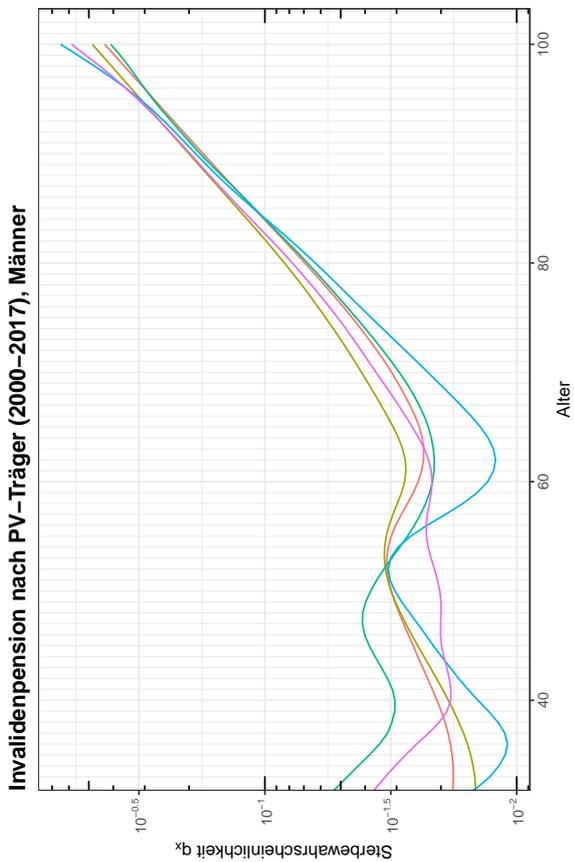
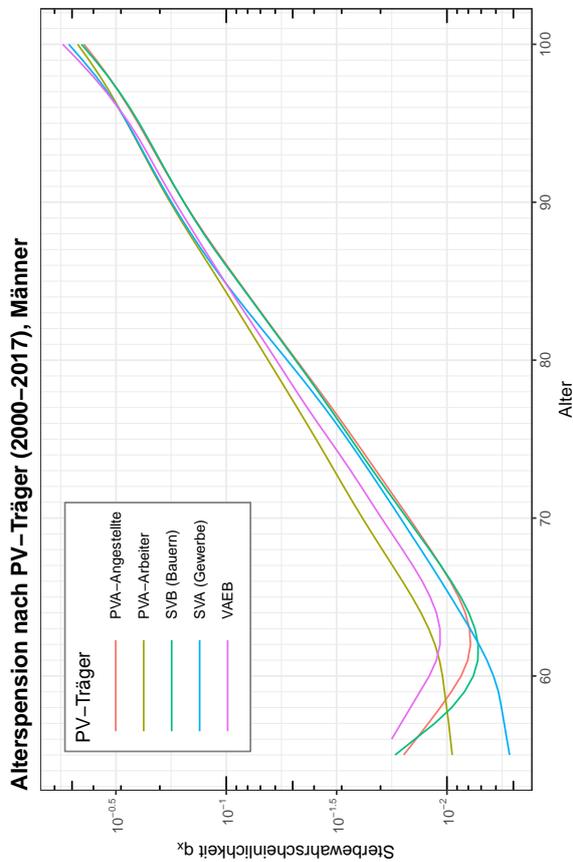
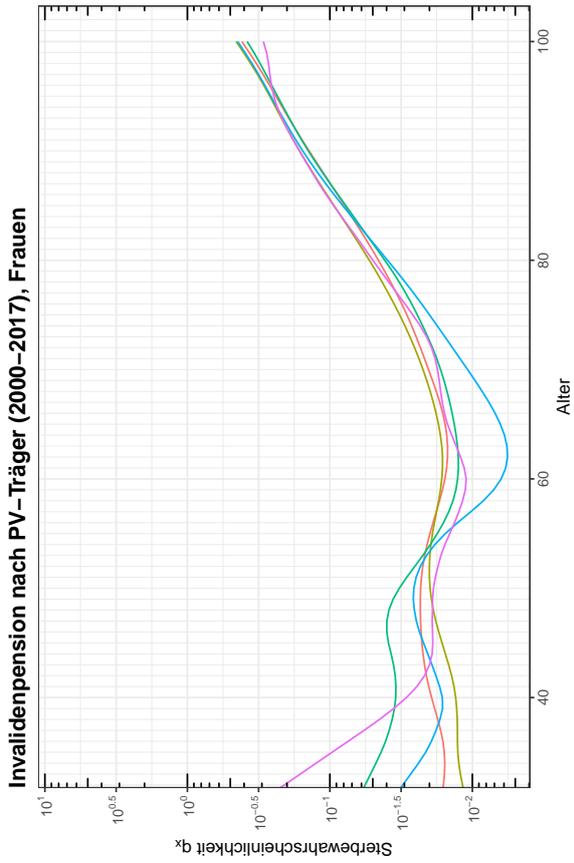
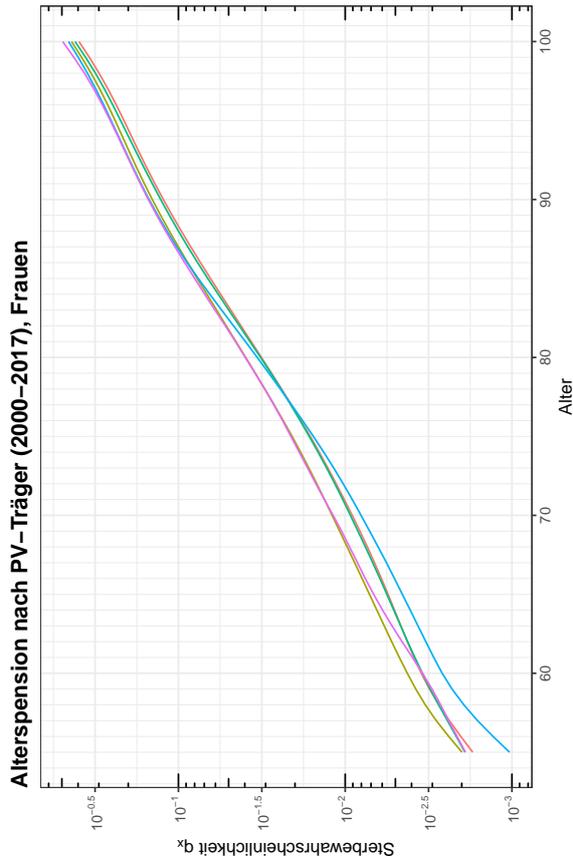


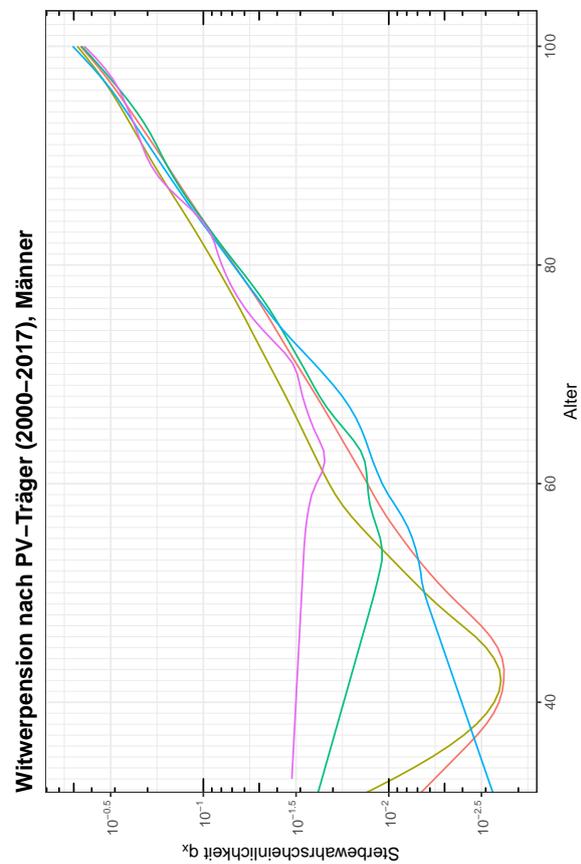
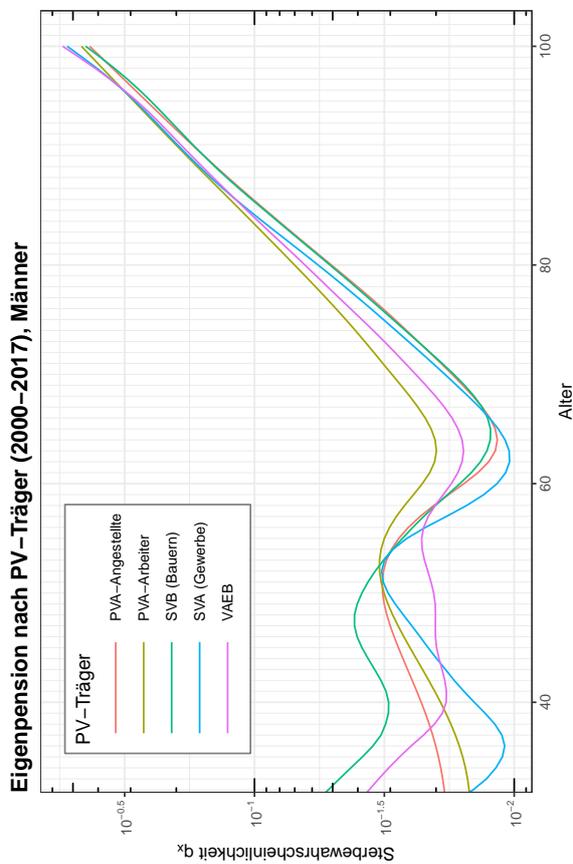
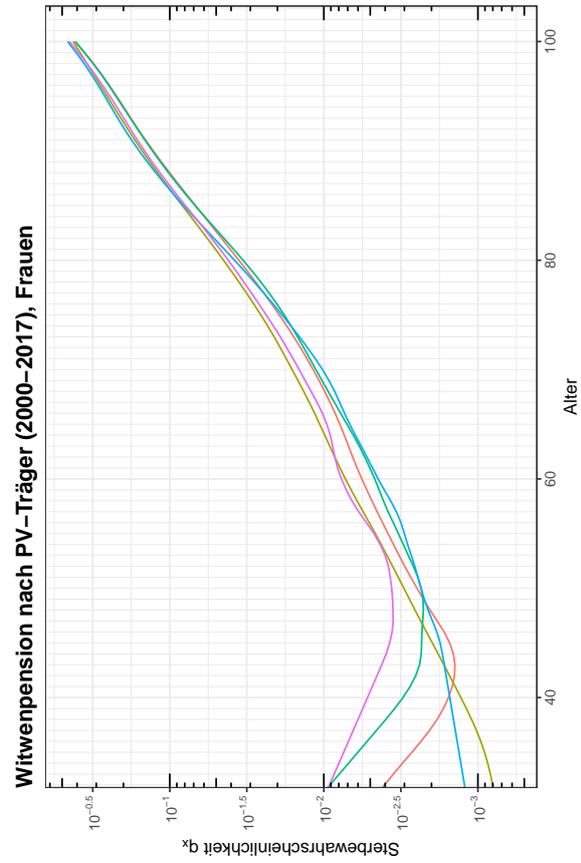
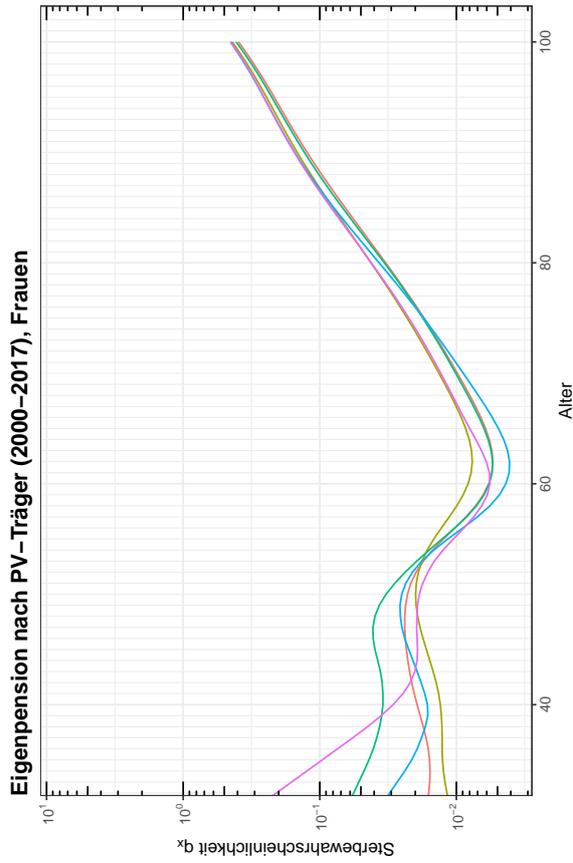
## Anhang C

# PV-Träger im direkten Vergleich

Auch wenn die Tafel AVÖ 2018-P lediglich auf den Angestellten-Beständen der Pensionsversicherungsanstalt aufbaut, liegen Daten sämtlicher gesetzlicher Pensionsversicherungsträger vor und können ausgewertet und verglichen werden. Im Folgenden werden aus den Sozialversicherungsdaten [29, 30] Roh tafeln (mit Whittaker-Henderson ausgeglichen) für das Basisjahr 2008 (Zentraljahr der Datenmeldungen) abgeleitet und unmittelbar verglichen. Es erfolgt keine weitere Bearbeitung, Extrapolation oder Korrektur. Um konsistente Vergleiche zwischen den Trägern anstellen zu können, werden für Angestellte ebenso die ausgeglichenen Rohwerte dargestellt. Die dargestellten Tafeln für Angestellte entsprechen damit nicht in allen Details der finalen Tafel AVÖ 2018-P.

### C.1 PENSIONISTENSTERBLICHKEITEN NACH PENSIONSART DER PV-TRÄGER IM VERGLEICH





# Anhang D

## Zusatzinformationen zur Trendbestimmung

### D.1 SCHÄTZWERTE

Alter	$q_{x,g}$ (2008)			$\beta_{x,g}$		
	Mann	Frau	Unisex	Mann	Frau	Unisex
0	0,00354913	0,00296219	0,00326526	-0,05606362	-0,05280349	-0,05462641
1	0,00032109	0,00026563	0,00029372	-0,04554365	-0,04418542	-0,04501563
2	0,00021464	0,00017768	0,00019154	-0,04435641	-0,04267395	-0,04384261
3	0,00016585	0,00013542	0,00014674	-0,04346605	-0,04129121	-0,04291467
4	0,00014006	0,00011094	0,00012196	-0,04272037	-0,0399989	-0,04207753
5	0,00012533	0,00009892	0,00010919	-0,04206413	-0,03876072	-0,04132265
6	0,00011689	0,00009231	0,00010262	-0,04142639	-0,03758814	-0,04054768
7	0,00011186	0,00008562	0,00009682	-0,04066704	-0,03636821	-0,03961336
8	0,00010916	0,00008123	0,00009354	-0,03982641	-0,03515576	-0,03855321
9	0,00010576	0,00007932	0,00009073	-0,03886158	-0,03398696	-0,03740162
10	0,00010654	0,00007942	0,00009122	-0,03788393	-0,03294142	-0,03632614
11	0,00010838	0,00008195	0,0000925	-0,03688414	-0,03192824	-0,0351699
12	0,00011996	0,00008995	0,00010258	-0,03600022	-0,03100283	-0,03416925
13	0,00014474	0,00010174	0,00012124	-0,03521309	-0,03017274	-0,03328622
14	0,00017544	0,00012453	0,0001473	-0,03436084	-0,02953266	-0,03242417
15	0,00025262	0,0001585	0,00020532	-0,0337271	-0,02898563	-0,03177071
16	0,00043325	0,00020744	0,00033328	-0,03347252	-0,02854066	-0,03149596
17	0,00056316	0,00022792	0,00040537	-0,03262373	-0,02797475	-0,03074339
18	0,00079876	0,00024367	0,00053892	-0,03186517	-0,02744706	-0,03007307
19	0,00086537	0,00025542	0,00057811	-0,03076555	-0,02695487	-0,02913822
20	0,00082973	0,00024796	0,00055125	-0,02964056	-0,02637494	-0,02810915
21	0,00083805	0,0002412	0,00055154	-0,02876444	-0,0259896	-0,02741677
22	0,00080311	0,00023845	0,00053083	-0,0279503	-0,02571503	-0,02680431
23	0,00078221	0,00023505	0,00051639	-0,02720386	-0,02557801	-0,02630818
24	0,00076062	0,00023863	0,00050736	-0,02665011	-0,02545842	-0,02595379
25	0,00073143	0,00023931	0,00049005	-0,0262646	-0,02529881	-0,02569275
26	0,00073913	0,00024854	0,00049972	-0,02609579	-0,02516807	-0,02555063
27	0,0007398	0,00025952	0,00050312	-0,02615086	-0,02522993	-0,02577126
28	0,00074783	0,00027973	0,00051846	-0,02608468	-0,02525351	-0,02579302
29	0,00074877	0,0002896	0,00052132	-0,02610742	-0,02527381	-0,02589145
30	0,00075845	0,00030582	0,00053276	-0,02615649	-0,02535506	-0,02605145
31	0,00079009	0,00033188	0,00056196	-0,02613845	-0,02545399	-0,02614519
32	0,00082296	0,00035981	0,00059111	-0,02624759	-0,02539617	-0,0262025
33	0,00087315	0,00040223	0,00063913	-0,02642198	-0,02539792	-0,02633706
34	0,00091302	0,00043542	0,00067481	-0,0263995	-0,0254068	-0,02631427
35	0,0009766	0,00046199	0,00071832	-0,02645206	-0,02531338	-0,0262999

36	0,00103336	0,00052049	0,00077743	-0,02663321	-0,02520736	-0,02641151
37	0,00111828	0,00056755	0,00084151	-0,02681312	-0,02516089	-0,02659987
38	0,00124092	0,00061242	0,00092347	-0,02705285	-0,02508799	-0,02683633
39	0,00134729	0,00067779	0,00100909	-0,02706698	-0,02491816	-0,02679136
40	0,00144601	0,00074548	0,0010908	-0,02713073	-0,02460959	-0,02672024
41	0,00161755	0,0008256	0,00121885	-0,02712552	-0,0241035	-0,02645936
42	0,00177634	0,00092716	0,0013515	-0,02695199	-0,02358534	-0,02602217
43	0,00196016	0,0010368	0,00149977	-0,02679748	-0,02307028	-0,02563659
44	0,00213714	0,00116351	0,00165306	-0,02634224	-0,02264547	-0,02502079
45	0,00238034	0,00127704	0,001835	-0,02552782	-0,02230894	-0,02413788
46	0,00268202	0,0014061	0,0020525	-0,0248541	-0,02204764	-0,02345703
47	0,00294165	0,00155114	0,00225642	-0,02430986	-0,02169711	-0,02281687
48	0,0032721	0,00171501	0,00250878	-0,0238893	-0,02114914	-0,02210626
49	0,0036544	0,00190804	0,00279796	-0,02343165	-0,02082963	-0,02159112
50	0,00399464	0,00211081	0,00307112	-0,0229567	-0,02042694	-0,02101769
51	0,00443681	0,00226561	0,0033685	-0,02253847	-0,0199809	-0,02047366
52	0,00492101	0,00250346	0,00372909	-0,02211625	-0,0196577	-0,0200156
53	0,00546732	0,00274002	0,00412407	-0,02156771	-0,01927801	-0,01937234
54	0,00620036	0,00293684	0,00458394	-0,02126635	-0,01900274	-0,01897396
55	0,00662429	0,00324148	0,00494051	-0,0210195	-0,01889396	-0,0187883
56	0,00728789	0,00353252	0,00541383	-0,02059626	-0,01873618	-0,01835089
57	0,00812238	0,00382599	0,00596564	-0,02023232	-0,01867432	-0,01802534
58	0,00883204	0,0042485	0,00652331	-0,02000623	-0,01874185	-0,0179091
59	0,00951823	0,00452651	0,00698609	-0,01988385	-0,01885028	-0,01783269
60	0,01060233	0,00503197	0,00776264	-0,01995504	-0,01906449	-0,01793608
61	0,01170134	0,00546942	0,00849697	-0,02006275	-0,01944586	-0,01817109
62	0,01262079	0,00587213	0,0091253	-0,01993378	-0,01984085	-0,01822044
63	0,01372618	0,00649797	0,00995556	-0,02034951	-0,02021785	-0,01867404
64	0,01483885	0,00710983	0,01076158	-0,02086322	-0,02074372	-0,01930644
65	0,01622852	0,00771985	0,011702	-0,02122413	-0,02123875	-0,0197436
66	0,01776645	0,00847876	0,01277013	-0,02166103	-0,02202922	-0,020422
67	0,01917862	0,00929157	0,0138011	-0,02243934	-0,02255424	-0,02118986
68	0,02090662	0,01021014	0,01504165	-0,02273841	-0,0231963	-0,02163117
69	0,02262247	0,01124095	0,01630231	-0,02342179	-0,02398903	-0,02247163
70	0,02460295	0,01232931	0,01774143	-0,02359022	-0,02459015	-0,02276993
71	0,02693008	0,01380648	0,01947252	-0,02419249	-0,02551864	-0,02370144
72	0,02907028	0,01530862	0,02116028	-0,0245945	-0,02601629	-0,02419502
73	0,0323193	0,01697774	0,02342864	-0,02448047	-0,02635694	-0,02422563
74	0,03531644	0,01921432	0,02586814	-0,02461449	-0,02656516	-0,02447337
75	0,03900771	0,02158377	0,02864183	-0,02454684	-0,02672073	-0,02457774
76	0,04339898	0,02471829	0,03216421	-0,02403521	-0,02671986	-0,0243651
77	0,04866911	0,0280964	0,03612976	-0,0232976	-0,02629926	-0,02398116
78	0,0537125	0,0317933	0,04013754	-0,02297672	-0,02625505	-0,02379219
79	0,05925145	0,03633402	0,04476777	-0,02273659	-0,02582258	-0,02367307
80	0,06786303	0,04281885	0,0518341	-0,02196849	-0,02495929	-0,02289234
81	0,07561112	0,04919338	0,05845129	-0,02101622	-0,02406972	-0,02208589
82	0,08554853	0,05704142	0,06677184	-0,02013565	-0,02285896	-0,02109288
83	0,09530932	0,06552854	0,07535732	-0,01923801	-0,02201613	-0,02038046
84	0,10622593	0,07553346	0,08525523	-0,01850433	-0,02103949	-0,01969115
85	0,11961668	0,08777652	0,09765151	-0,01732744	-0,01968147	-0,01842001
86	0,13398116	0,10092245	0,11071356	-0,01647236	-0,01874128	-0,01768415
87	0,15068532	0,11470887	0,12502064	-0,01541632	-0,01758261	-0,01660369
88	0,16594544	0,13114366	0,14059085	-0,01463741	-0,01655723	-0,01583117
89	0,18577371	0,14859516	0,15829548	-0,01382089	-0,01518624	-0,01467333
90	0,20727617	0,16956625	0,17895145	-0,01311551	-0,01403049	-0,01372264
91	0,22813353	0,19011859	0,19906827	-0,01237609	-0,01333656	-0,01311193
92	0,25144598	0,21300036	0,22171267	-0,01151751	-0,01233432	-0,01216973
93	0,28000144	0,23643066	0,24627736	-0,01040939	-0,01142917	-0,01109504
94	0,3040639	0,2592299	0,26852568	-0,01006367	-0,0108654	-0,0107754
95	0,32317043	0,29270675	0,29886104	-0,00933816	-0,01005917	-0,00988387
96	0,36353251	0,31853054	0,32757993	-0,00893987	-0,00920529	-0,00910251
97	0,39775513	0,34309236	0,35373819	-0,00871129	-0,00838653	-0,00835445
98	0,42306387	0,37789063	0,38771479	-0,00832061	-0,00785858	-0,00760726

## D.2 MCMC PSEUDOPROGRAMMCODE

Einführungen zum Thema MCMC (kurz für Markov Chain Monte Carlo) können beispielsweise in Gilks, Richardson und Spiegelhalter [24], Gamerman und Lopes [25], Shevchenko [26, Section 2.11], oder Tierney [27] gefunden werden. Grundsätzlich handelt es sich bei MCMC um eine Sammlung an stochastischen Algorithmen zur Approximation von Integralen bzw. A-posteriori-Verteilungen.

Zur Kalibrierung des Sterblichkeitstrends der österreichischen Gesamtbevölkerung wurde der 'random walk Metropolis–Hastings unter Gibbs Algorithmus' verwendet. Dieser Algorithmus zieht<sup>1</sup> Samples aus der hochdimensionalen A-posteriori-Verteilung (10.2), basierend auf einem Bayesschen Setting. Der Mittelwert über diese Samples ergibt den entsprechenden Schätzwert, siehe Shevchenko [26, Kapitel 2.10]. Im Weiteren können, basierend auf den Samples, Quantile und andere Verteilungseigenschaften der Parameter angegeben werden.

Im Folgenden ist der Pseudo-Programmcode für MCMC angegeben:

1. Initialisiere  $d$ -dimensionalen Parametervektor  $\theta^0$
2. Für  $i = 1$  bis  $M$  (ziehe genug Samples  $\theta^i$  bis A-posteriori-Dichte hinreichend bestimmt ist)
  - (a) Setze  $u = \theta^{i-1}$
  - (b) Für  $j = 1$  bis  $d$ 
    - i. Generiere einen Vorschlag für das nächste Sample  $\hat{\theta}_j^i$  aus dem stochastischem Übergangskern  $f_j(\cdot | u_j, \tau_j)$  mit Tuning-Parameter  $\tau_j$
    - ii. Berechne die Log-Akzeptanzwahrscheinlichkeit

$$\delta(i, j) = \min \left\{ 0, \log \left( \frac{\pi(\hat{u} | D, E) f_j(u_j | \hat{\theta}_j^i, \tau_j)}{\pi(u | D, E) f_j(\hat{\theta}_j^i | u_j, \tau_j)} \right) \right\},$$

wobei  $\hat{u} := (u_1, \dots, u_{j-1}, \hat{\theta}_j^i, u_{j+1}, \dots)$

- iii. Simuliere  $\varepsilon$  von einer Gleichverteilung auf  $[0, 1]$
- iv. Wenn  $\varepsilon < \exp(\delta_{i,j})$ , dann akzeptiere den Vorschlag und setze  $u_j = \hat{\theta}_j^i$ , ansonsten bleibe in vorheriger Position  $u_j$
- (c) Setze  $\theta^i = u$

Die Akzeptanzwahrscheinlichkeiten hängen nicht von den Normalisierungskonstanten der A-posteriori-Verteilungen ab, sodass diese lediglich bis auf eine multiplikative Konstante genau bestimmt werden müssen.

In der hier dargestellten Anwendung auf Sterbetafeln wird die (gestutzte) Normalverteilung als stochastischer Übergangskern angenommen, wobei  $\tau_j$  der Varianz entspricht. Die Wahl von  $\tau_j$  bestimmt die Länge der Burn-In-Phase. Insbesondere kann dieser Parameter, um schnellere Konvergenz gegen die stabile Verteilung zu erreichen, dynamisch angepasst werden. Typischerweise wird versucht, die Werte für  $\tau_j$  so zu wählen, dass die Akzeptanzwahrscheinlichkeiten nahe bei 0,234 liegen. Dieser Wert erfüllt asymptotische Optimalitätskriterien bei Gausschen Annahmen, siehe Roberts, Gelman and Gilks [28].

<sup>1</sup> Nach einer bestimmten Burn-In-Periode