

Zeitschrift: Mitteilungen / Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker
= Bulletin / Association des Actuaires Suisses = Bulletin / Association of
Swiss Actuaries

Herausgeber: Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker

Band: 76 (1976)

Artikel: Invaliditätsversicherung von Frauen

Autor: Courant, Simon

DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-967189>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

Download PDF: 18.04.2026

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

Invaliditätsversicherung von Frauen *

Von Simon Courant, Zürich

1. Einleitung

Frauen werden häufiger invalide als Männer; wenig Aussagen über das Invaliditätsrisiko dürften so allgemein anerkannt werden wie diese. Anhand von Erfahrungen der Sozialversicherung und der Privatassekuranz in verschiedenen Ländern soll im folgenden untersucht werden, wieweit die Annahme einer erhöhten Invalidierungshäufigkeit von Frauen wirklich gerechtfertigt ist. In Tabelle 1 sind die Verhältnisse der Schadenhäufigkeit von Frauen und Männern aus 9 Untersuchungen zusammengestellt. Die tiefste Angabe stammt

Tabelle 1

Schadenhäufigkeit der Frauen in Prozenten derjenigen der Männer

| | | | | |
|-------------|-----------------------------|-----------|-----|-----|
| Kanada | Gruppenversicherung | 1970/71 | 224 | [1] |
| USA | Einzelversicherung (W 30) | 1970/71 | 172 | [2] |
| USA | Sozialversicherung | 1972 | 155 | [3] |
| Belgien | Sozialversicherung Arbeiter | 1971 | 136 | [4] |
| Norwegen | Einzelversicherung | 1959–1966 | 131 | [5] |
| USA | Gruppenversicherung (W 180) | 1968–1972 | 97 | [6] |
| Schweden | Sozialversicherung | 1969 | 94 | [7] |
| Niederlande | Sozialversicherung | 1974 | 74 | [8] |
| Schweiz | IV | 1962–1965 | 49 | [9] |

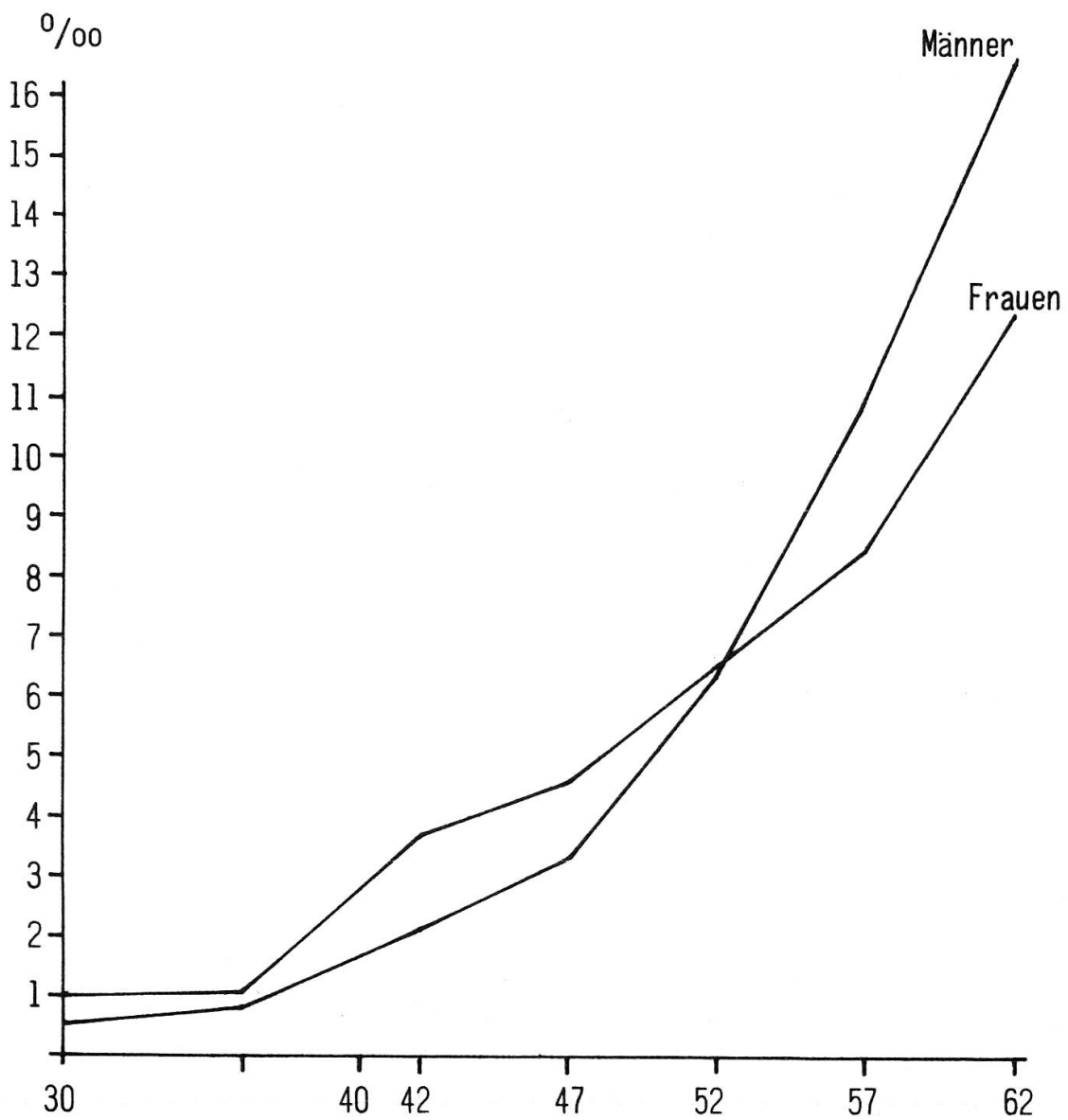
aus der Schweiz. Die Zahl ist nicht direkt statistisch ausgewiesen, sondern wurde berechnet auf Grund der Rechnungsgrundlagen AHV/IV. Alle Angaben aus der Sozialversicherung berücksichtigen Männer oberhalb des normalen Pensionierungsalters der Frauen nicht. Die Tabelle zeigt keineswegs ein einheitliches Bild. Die meisten Zahlen sind insofern fragwürdig, als die untersuchten

* Vortrag Mitgliederversammlung 1976

Abbildung 1

Gruppenversicherung
Nordamerika 1968–1972
Wartefrist 6 Monate

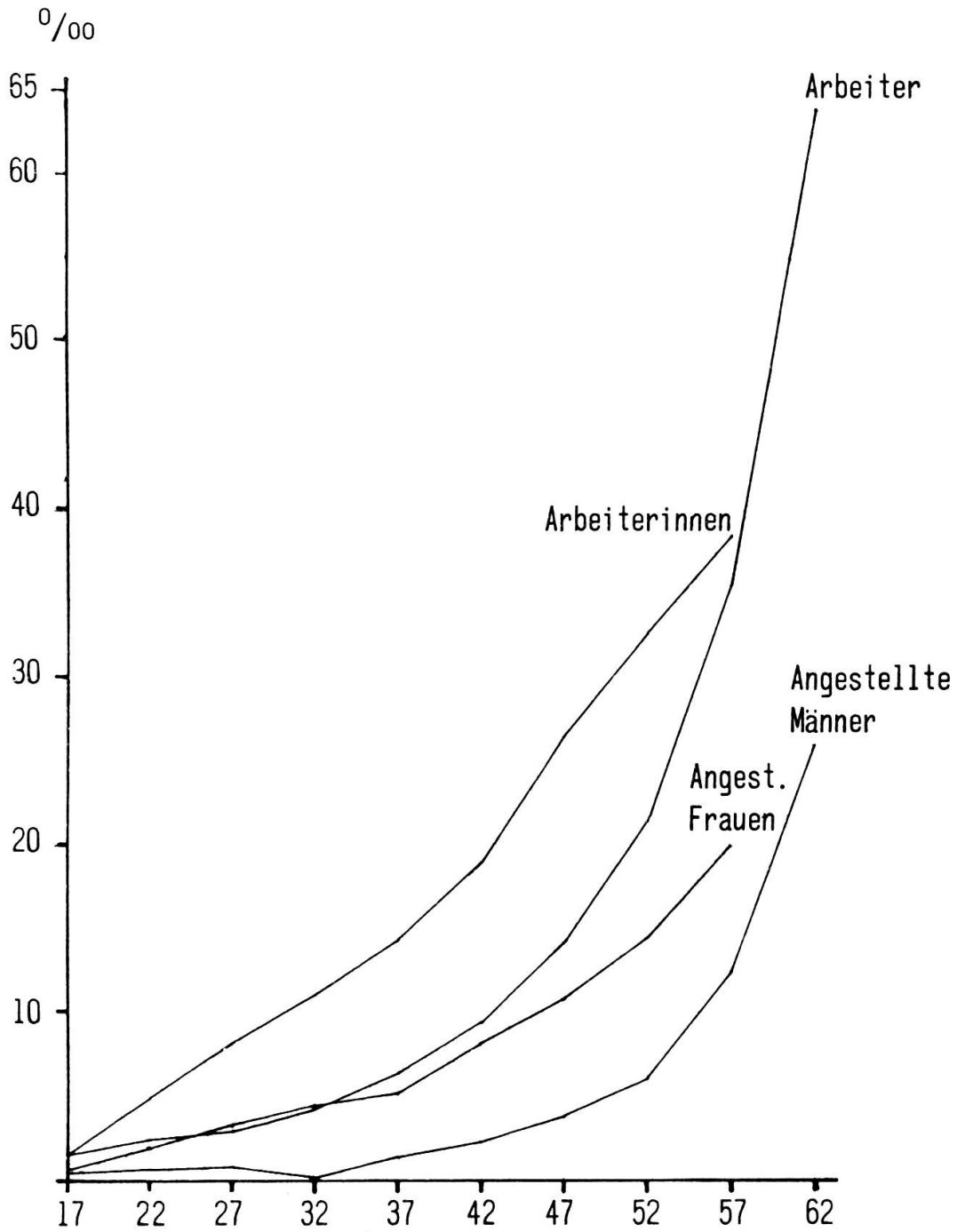
Invalidierungshäufigkeit



Quelle: [6]

Abbildung 2

Belgien
Sozialversicherung
Invalidierungshäufigkeit 1968–1973



Quelle: [4]

Versichertenbestände von Frauen und Männern auch in bezug auf andere Merkmale verschieden sind. Zuerst drängt sich eine Analyse nach Altern auf.

2. Einfluss des Alters

In Tabelle 1 ist eine nordamerikanische Gruppenversicherungsstatistik für die Wartefrist 6 Monate mit 97% aufgeführt. In Abbildung 1 sind die zugrunde liegenden Invalidierungshäufigkeiten in Abhängigkeit vom erreichten Alter aufgezeichnet. Die Kurve für Frauen für die Alter zwischen 30 und 45 ist deutlich höher als diejenige der Männer. Für die höhern Alter liegt sie jedoch markant darunter.

Zum Vergleich in Abbildung 2 entsprechende Kurven der belgischen Sozialversicherung. Es ergibt sich ein ähnliches Bild, insbesondere wenn man die Kurven etwas extrapoliert.

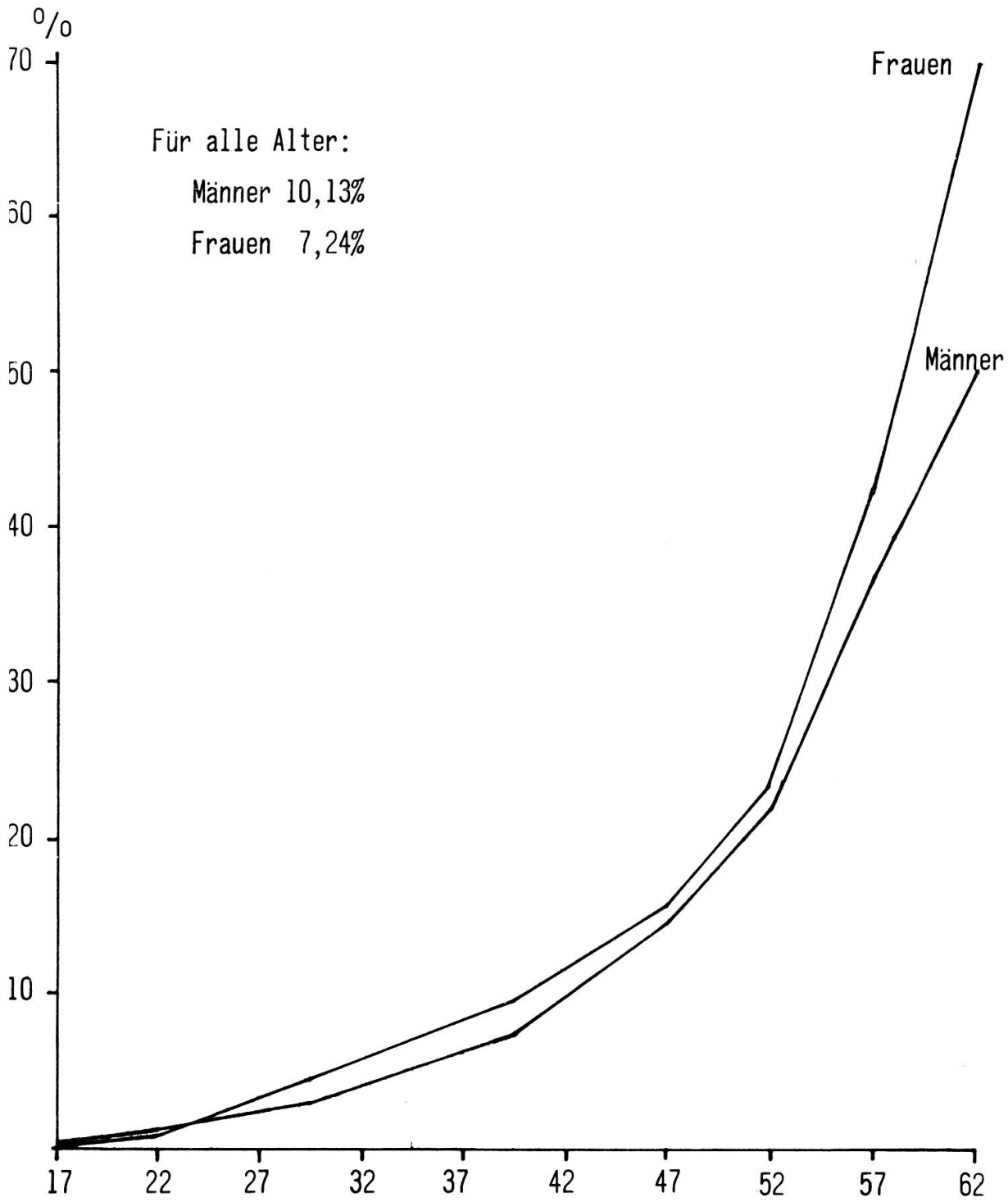
Die stärkere Altersabhängigkeit der Invalidierungshäufigkeiten für Männer scheint eine allgemeingültige Tatsache. In vielen Dutzenden von Statistiken konnte ich nur eine einzige Ausnahme finden; sie stammt aus der holländischen Sozialversicherung. In Abbildung 3 sind die Häufigkeiten des Rentenbezuges unter dieser Deckung aufgezeichnet. Da nur Unselbständigerwerbende gedeckt sind, ist die Altersstruktur der männlichen und weiblichen Versicherten verschieden. Das Durchschnittsalter der Männer beträgt 36, das der Frauen aber 29; 18% der Männer, aber nur 11% der Frauen sind über 50jährig. Dies hat zur Folge, dass der durchschnittliche Schadensatz für Frauen deutlich unter demjenigen der Männer liegt, obgleich die Kurve nach Alter praktisch überall höher ist. Das Beispiel zeigt, wie wenig aussagekräftig die Zahlen der Tabelle 1 sind. Im übrigen wird der untypische allgemeine Verlauf der Kurven wohl zusammenhängen mit der auffallend grossen Zahl der Invaliden: Bei den Rentenbezüglern handelt es sich nur zu einem kleinen Teil um Invalide etwa im Sinne der schweizerischen IV.

3. Wartefrist

Die in Abbildung 4 aufgezeichneten Quotienten der Invalidierungshäufigkeiten von Frauen und Männern aus Statistiken über nordamerikanische Einzelversicherungen sind differenziert nach der Wartefrist. Sie hat offensichtlich kaum einen Einfluss. Für mittlere Alter weisen die Frauen doppelt so viele Schäden auf wie die Männer, für die höchsten Alter weniger.

Abbildung 3

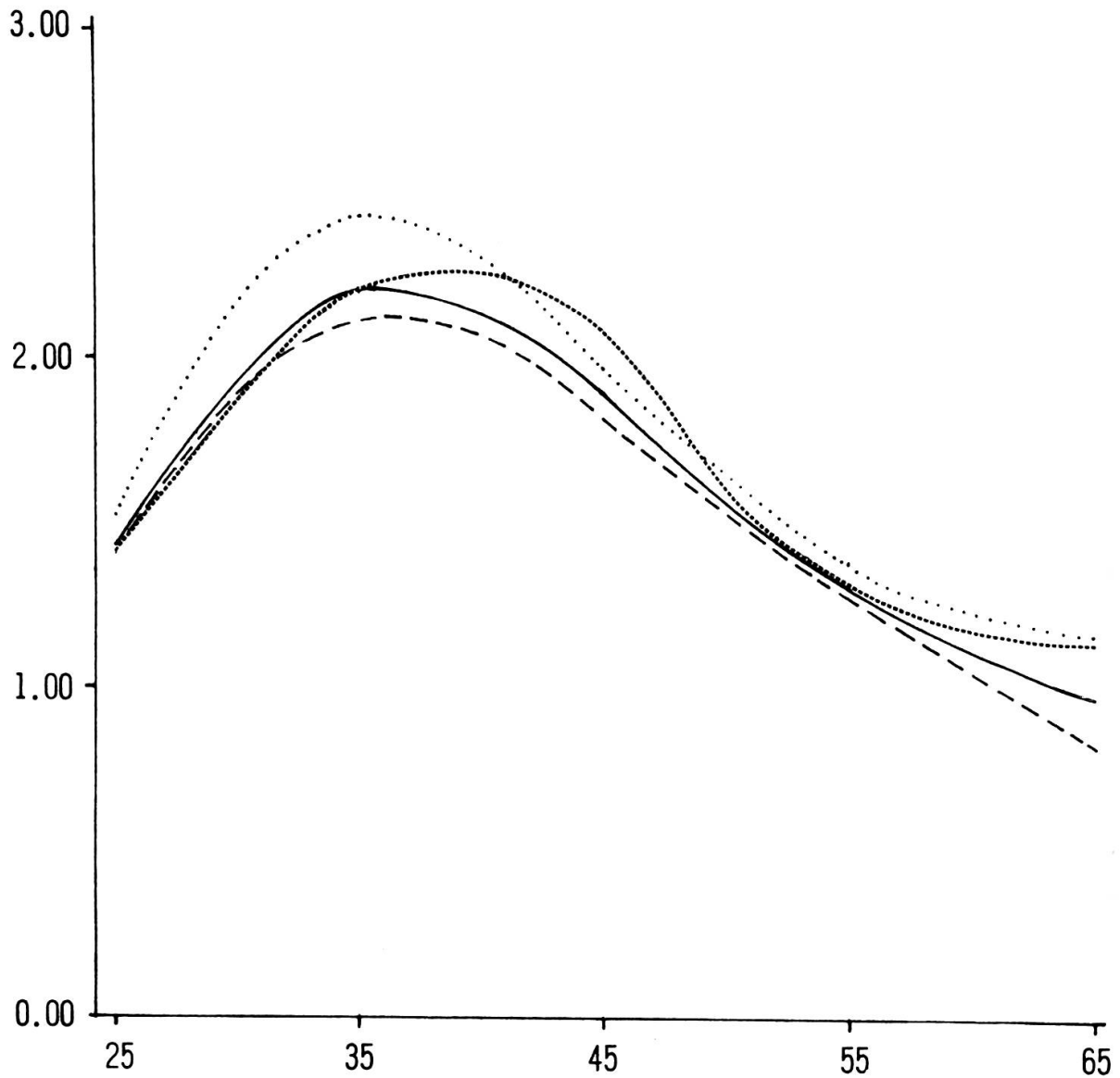
Niederländische Sozialversicherung (WAO)
Invalidenrentenbezüger 1974 in Prozenten der Versicherten



Quelle: [8]

Abbildung 4

Invalidenrentenversicherung Nordamerika
Einzelgeschäft
Verhältnis der Invalidierungshäufigkeiten von Frauen und Männern



Quelle: [3]

Alle Wartefristen ———
Wartefrist 1 Woche - - - - -
Wartefrist 2 Wochen
Wartefrist 1 Monat - · - · -

4. Invaliditätsdauer

Recht viele Statistiken vergleichen die Durchschnittsdauer der Invalidität oder die Ausscheidhäufigkeiten von Frauen und Männern, aber sie ergeben kein schlüssiges Bild. Je nach Auswahl lässt sich nachweisen, dass die Männer durchschnittlich länger oder weniger lang invalide sind als die Frauen. Im Vergleich zu den Unterschieden der Invalidierungshäufigkeiten sind die Differenzen jedoch klein. Sie wirken sich auf die Schadenbelastung eines Invaliditätsversicherers nur wenig aus.

5. Einfluss von Einkommen und Höhe der versicherten Leistung

In Abbildung 2 fällt vor allem auf, dass die Kurven für Angestellte drastisch tiefer liegen als diejenigen für Arbeiter. Insbesondere sind die weiblichen Angestellten weniger schadenanfällig als die männlichen Arbeiter. Zwei Fragen drängen sich auf: Hat der Beruf nicht mehr Einfluss auf die Invalidierungswahrscheinlichkeit eines Versicherten als sein Geschlecht? Ist die oft beobachtete höhere Schadenhäufigkeit von weiblichen Versicherten vielleicht bedingt durch deren andere Berufsstruktur?

Betrachten wir zuerst anhand von 3 Tabellen den Einfluss der Höhe des Einkommens eines Versicherten auf seine Invalidierungshäufigkeit.

Tabelle 2

Anzahl Krankheitstage pro Person
Wartefrist 1 Woche
Angestellte der Metropolitan Life 1972/73
Männer

| Alter | -24 | 25-44 | 45-54 | 55-64 |
|---------------|-----|-------|-------|-------|
| Salär in \$ | | | | |
| bis 6 300 | 2,9 | 7,1 | 5,2 | 29,0 |
| 6 301-12 300 | 2,5 | 3,1 | 8,7 | 19,5 |
| 12 301-18 300 | | 1,7 | 6,6 | 17,0 |
| Über 18 300 | | 1,2 | 2,7 | 10,8 |
| Alle | 2,7 | 2,4 | 6,3 | 16,1 |

Quelle: [13]

Tabelle 2 zeigt Ergebnisse einer Deckung, die wir eher als Kranken- und Unfalltaggeldversicherung bezeichnen würden. Doch darf man annehmen, dass sich die Höhe des Einkommens für sie ähnlich auswirkt wie in der eigentlichen Invaliditätsversicherung. Die am tiefsten entlöhnten Männer der Altersgruppe 55–64 haben eine dreimal höhere Schadenhäufigkeit als die bestbezahlten; in der Altersgruppe 25–44 verhalten sich die Schadenhäufigkeiten in der höchsten und der tiefsten Einkommensklasse sogar wie 1 : 6.

Tabelle 3

Sozialversicherung USA

| Verdienst vor erster Invalidität \$ pro Jahr | Anzahl Genesungen 1967 | Davon 1970 erneut Invalide in Prozenten |
|--|---------------------------|--|
| 0– 49 | 7 583 | 35,1 |
| 50– 599 | 2 434 | 30,1 |
| 600–1 799 | 5 080 | 24,1 |
| 1 800–3 599 | 8 259 | 17,5 |
| 3 600–5 399 | 6 418 | 12,0 |
| 5 400– | 6 327 | 9,8 |
| Total | 36 101 | 20,7 |

Quelle: [10]

Tabelle 4

Gruppenversicherung Nordamerika 1966–1972
Wartefrist 6 Monate

| Verhältnis von Versicherungsleistung zu Einkommen | Verhältnis von eingetretenen zu erwarteten Schäden |
|--|---|
| Unter 50% | 56% |
| 50% | 71% |
| 50–60% | 88% |
| 60–70% | 108% |
| Über 70% | 137% |
| Alle | 83% |

Quelle: [6]

In der amerikanischen Sozialversicherung wurden die Personen weiter beobachtet, die im Jahre 1967 wegen Genesung oder Reaktivierung aufhörten, Invalidenrentenbezüger zu sein. 3 Jahre später wurde untersucht, an welchen Prozentsatz dieser Personen wiederum eine Invalidenrente ausgerichtet werden musste. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 zusammengestellt.

Tabelle 5

Einkommensverteilung in Prozenten, USA 1970

| \$ pro Jahr | Männer | Frauen |
|------------------------|--------|--------|
| 1- 999 | 10,4 | 27,6 |
| 1 000-1 999 | 8,3 | 19,2 |
| 2 000-2 999 | 6,9 | 11,8 |
| 3 000-3 999 | 6,8 | 10,3 |
| 4 000-4 999 | 6,2 | 8,8 |
| 5 000-5 999 | 6,7 | 6,9 |
| 6 000-6 999 | 7,0 | 4,9 |
| 7 000-9 999 | 21,0 | 7,5 |
| 10 000- | 26,7 | 3,0 |
| Alle | 100,0 | 100,0 |
| Durchschnittseinkommen | 6 670 | 2 237 |

Quelle: [11]

Tabelle 4 enthält einen wichtigen Hinweis auf die Bedeutung des Verhältnisses Versicherungsleistung zu Einkommen. Die Schadenhäufigkeit der Personen, welche über 70% ihres Salärs versichert hatten, betrug etwa das 2 ½fache der Schadenhäufigkeit der zu weniger als 50% ihres Einkommens gedeckten. Dabei kann man annehmen, dass Versicherungen über 70% des Salärs nur für Gruppen gegeben wurden, die man als überdurchschnittlich günstig betrachtete. Man vergegenwärtige sich im Lichte dieser Statistik, wie stark die finanziellen Ergebnisse eines Privatversicherers beeinflusst würden durch die Erhöhung einer staatlichen Invalidenversicherung oder der beruflichen Invaliditätspflege um 20% des Salärs.

Die drei Untersuchungen weisen darauf hin, dass die Invalidierungshäufigkeit fast ebensowohl von der Höhe des Einkommens und von der Versicherungsleistung abhängt wie vom Alter und wesentlich mehr als etwa vom Geschlecht. Nun bedarf es kaum eines Beweises, dass der Durchschnittsverdienst der Frauen wesentlich unter demjenigen der Männer liegt. Zur Vergegenwärtigung der Grössenordnung enthält Tabelle 5 eine Statistik über versteuerte Einkommen in den USA. In der Schweiz könnte wegen der gemeinsamen Besteuerung der Ehepartner eine entsprechende Statistik kaum aufgestellt werden. Für eine hypothetische Rechnung bilde die Gesamtheit der amerikanischen Steuerzahler ein Versicherungs-Portefeuille. Vorausgesetzt sei gleiche Schadenerwartung für Frauen und Männer. Hingegen betrage die Invalidierungshäufigkeit für jede der Einkommensklassen 90% der nächsttiefern – angesichts der vorhergehenden Tabellen eine eher vorsichtige Schätzung. Auf Grund dieser Annahmen lässt sich die Schadenhäufigkeit aller Frauen des hypothetischen Portefeuilles berechnen. Sie beträgt 129% derjenigen der Männer. Das Ergebnis der hypothetischen Berechnung lässt sich mit einer Analyse der in

Tabelle 6
Schadenhäufigkeiten nach Salär
Vereinigte Staaten 1970, Sozialversicherung
in Promille

| Alter Einkommen | Männer | | | | Frauen | | | |
|--------------------|--------|-------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|
| | Alle | 18–44 | 45–54 | 55–64 | Alle | 18–44 | 45–54 | 55–64 |
| Alle | 92,0 | 65,3 | 132,2 | 171,0 | 63,0 | 44,8 | 53,9 | 119,3 |
| Unter \$ 3 000 | 140,5 | 94,1 | 282,6 | 358,9 | 80,7 | 54,2 | 124,9 | 182,5 |
| \$ 3 000– 4 999 | 122,6 | 84,5 | 180,2 | 227,9 | 53,6 | 39,8 | 67,7 | 92,0 |
| \$ 5 000– 6 999 | 101,0 | 71,5 | 137,3 | 170,0 | 42,6 | 30,7 | 53,7 | 74,2 |
| \$ 7 000– 9 999 | 76,7 | 53,1 | 102,8 | 130,4 | 39,0 | 27,3 | 49,0 | 60,1 |
| \$ 10 000–14 999 | 59,3 | 40,0 | 77,8 | 106,3 | 43,4 | 34,9 | 44,5 | 58,1 |
| \$ 15 000 und mehr | 55,9 | 35,7 | 65,0 | 96,3 | 54,3 | 43,5 | 49,1 | 79,4 |

Quellen: [12], [15]

Tabelle 6 reproduzierten Statistik aus der amerikanischen Sozialversicherung stützen. Es fällt auf, dass die Schadenhäufigkeit für Frauen beinahe durchgehend tiefer liegt. Für Männer ist wohl nicht nur die Arbeitsunfallhäufigkeit höher, sondern auch das Versicherungsbewusstsein. Bemerkenswerter ist jedoch die Salärabhängigkeit. Die Zahlen für sämtliche Alter haben wenig Aussagekraft, da natürlich die Alterszusammensetzung der einzelnen Salärklassen verschieden ist. Relevant sind jedoch die Zahlen innerhalb einer Altersgruppe.

Der Beachtung wert ist die Tendenzumkehr für die Frauen der obersten Einkommensklassen. Eine solche Entwicklung wäre wohl auch für die Männer bei weiterer Unterteilung der höchsten Stufe festzustellen. Allgemein sinkt zwar die Invalidierungshäufigkeit mit zunehmendem Einkommen stark. Wird jedoch ein Verdienst erreicht, der zu einem beträchtlichen Teil nicht verbraucht wird, so steigert sich die Anfälligkeit zur Arbeitsunterbrechung oder Arbeitsaufgabe. Antiselektion ist natürlich insbesondere beim Bestehen von hohen Versicherungsleistungen zu befürchten.

Aus Tabelle 6 lässt sich zeigen, dass die verschiedene Einkommensstruktur das globale Verhältnis der Schadenhäufigkeiten zu Ungunsten der Frauen verändert. Die Schadenhäufigkeit aller Frauen beträgt 68,48% derjenigen der Männer. Um die Verhältniszahlen der einzelnen Alters- und Salärklassen besser vergleichen zu können, setzen wir diese Verhältniszahl gleich 100 und standardisieren (durch Multiplikation mit $\frac{92,0}{63,0}$) die übrigen Quotienten entsprechend. Wir erhalten die in Tabelle 7 zusammengestellten relativen Verhältniszahlen. Mit Ausnahme der wenigen Frauen in den hohen Einkommensklassen mit Tendenzumkehr sind diese relativen Verhältniszahlen unter 100. Somit ist die Verhältniszahl dieses Teils des Portefeuilles günstiger als diejenige des ganzen Portefeuilles.

6. Einfluss der Ausbildung

Von Bedeutung sind nicht nur Unterschiede der Altersstruktur und der Einkommensverhältnisse der versicherten Frauen und Männer. Beachtung verdienen auch Unterschiede der Ausbildung. Der Schulungsgrad wirkt sich auf die Invalidierungshäufigkeiten aus. Als Beleg Tabelle 8. Natürlich besteht hier eine starke Korrelation zu den Einkommensklassen. Man geht aber wohl nicht fehl in der Annahme, dass die besonders in der Sozialversicherung beobachtete Angleichung der Invalidierungshäufigkeiten von Frauen und Männern einen Zusammenhang hat mit der Angleichung des Ausbildungsstandes.

Tabelle 7

Quotienten der Schadenhäufigkeiten von Frauen und Männern
 Vergleich zwischen Einkommens- und Altersklassen
 Vereinigte Staaten 1970, Sozialversicherung
 Der Wert für alle Versicherte wurde gleich 100 gesetzt

| Alter | Alle | 18-44 | 45-54 | 55-64 |
|--------------------|------|-------|-------|-------|
| Einkommen | | | | |
| Alle | 100 | 100 | 64 | 102 |
| Unter \$ 3 000 | 83 | 84 | 65 | 74 |
| \$ 3 000- 4 999 | 64 | 69 | 55 | 59 |
| \$ 5 000- 6 999 | 62 | 63 | 57 | 64 |
| \$ 7 000- 9 999 | 74 | 75 | 67 | 74 |
| \$ 10 000-14 999 | 107 | 127 | 84 | 80 |
| \$ 15 000 und mehr | 97 | 178 | 110 | 120 |

Tabelle 8

Arbeitsunfähigkeit und Schulungsgrad
 Vereinigte Staaten 1970, Sozialversicherung
 Personen mit Arbeitsunterbrüchen
 wegen Krankheit oder Unfalls in Promille

| Alter | Männer | | | Frauen | | |
|----------------------------------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|
| | 18-44 | 45-54 | 55-64 | 18-44 | 45-54 | 55-64 |
| Letzter besuchter Schultyp | | | | | | |
| Elementary | 136,1 | 212,0 | 301,5 | 126,8 | 203,6 | 284,2 |
| High School | 72,4 | 135,6 | 214,0 | 53,6 | 115,3 | 187,7 |
| College | 56,0 | 99,4 | 161,1 | 34,3 | 82,0 | 134,4 |

Quellen: [12], [14]

7. Die zentrale Bedeutung der Motivation zur Arbeit

Die gezeigten Tabellen über den Zusammenhang von Einkommen und versicherter Leistung mit dem Invaliditätsrisiko illustrieren die zentrale Bedeutung, die die Motivation eines Versicherten zum Arbeiten auf seine Wahrscheinlichkeit hat, einen langdauernden Arbeitsunterbruch zu erleiden. Der Wille zur Arbeit hat grosse Bedeutung für den Eintritt oder Nichteintritt eines Schadensfalles; von ihm hängt auch weitgehend ab, ob nach einer Krankheit oder nach einem Unfall diese Arbeit rasch, nach langer Zeit oder überhaupt nicht mehr aufgenommen wird. Dieser Wille seinerseits ist sehr stark beeinflusst durch den Vergleich der finanziellen Lage als invalid Erklärter oder als Aktiver. Von ähnlicher Bedeutung sind das Interesse an der Arbeit, die Ersetzbarkeit, die Erfolgs- und Zukunftsaussichten im Beruf. Man hat sehr zutreffend gesagt, dass das Interessenrisiko in der Invaliditätsversicherung grösser sei als das medizinische Risiko.

Die unterschiedliche Interessenlage von Arbeitern und Angestellten führt zu den beobachteten Unterschieden in der Häufigkeit von Arbeitsunterbrüchen. Objektive Gefahren, Berufsunfälle und körperliche Anforderungen des Berufes haben weit weniger Einfluss als oft angenommen wird.

Wie vergleicht sich nun die Interessenlage von weiblichen und männlichen Versicherten? Gibt es für sie Unterschiede in der Motivation zur Arbeit? Dies hängt natürlich von den Lebensumständen ab. Für einen Arzt und eine Ärztin mit gutgehenden Praxen ist die Interessenlage im wesentlichen gleich. Eine junge Verkäuferin wird aber wahrscheinlich darauf warten, sich zu verheiraten, während ein Verkäufer in derselben Position sein Leben darauf ausrichtet, in der gegenwärtigen oder einer ähnlichen Tätigkeit bis zu seiner Pensionierung zu arbeiten. Unzweifelhaft ist die Motivation dieser zwei Personen ganz verschieden.

Beeinflusst wird die Motivation zur Arbeit durch den Grad der Berufstätigkeit von Frauen in einem Land. Je höher er ist, um so ferner liegt der Gedanke an dauernde Aufgabe der Erwerbstätigkeit nach einem Unfall oder einer Krankheit. Nicht zufällig zeigen die Statistiken aus den skandinavischen Ländern, wo Erwerbstätigkeit beider Ehepartner selbstverständlich ist, für Frauen sehr tiefe Invalidierungshäufigkeiten.

8. Verheiratete Frauen

Krass ist der Unterschied der Interessenlage bei verheirateten Frauen. Es gilt als ganz normales Verhalten, nach der Heirat noch einige Jahre zu arbeiten, dann

jedoch für Haushalt und Kinder zu sorgen. Dies trifft besonders für Frauen von Männern mit erheblichem Einkommen zu. Eine Invaliditätsversicherung in einem solchen Fall garantiert ein Gut – nämlich Einkommen – auf das zu verzichten die Versicherten ganz unabhängig von zufallsbedingten Ereignissen bereit sind. Tritt wegen eines an sich unbedeutenden Unfalls oder einer Krankheit ein Arbeitsunterbruch ein, so gibt dies den Anstoss zur endgültigen Aufgabe der Erwerbstätigkeit und damit vielleicht zum dauernden Erhalt einer versicherten Leistung

An dieser Stelle eine Bemerkung zu Invaliditätsversicherung von Hausfrauen. Für sie ist die Interessenlage eigentlich überdurchschnittlich günstig. Hausfrauen wollen arbeiten und für ihre Familie sorgen. Was ihre Versicherung so problematisch macht, ist die praktische Unmöglichkeit, eine Schadenanmeldung zu prüfen. Hausfrauen und solche, die es werden wollen, gelten nicht deshalb in vielen Ländern als unversicherbar, weil sie Frauen sind, sondern weil für sie der Arbeitsplatz und der Wohnplatz zusammenfallen. Die Problematik ist grundsätzlich die gleiche wie für Besitzer kleiner Geschäfte, Gastbetriebe oder Landwirte. Sind Leistungen für partielle Invalidität mitversichert, so wird der Schadenbearbeiter ganz besonders fühlen, dass ihm die Möglichkeit zu angemessener Kontrolle fehlt.

9. Das objektive Risiko

Ist es möglich, von all diesen Unterschieden der Motivation zu abstrahieren? Wie wären die Invalidierungshäufigkeiten eines Mannes und einer Frau mit sonst völlig identischen Lebensumständen und Zielen? Die Behauptung sei gewagt, dass die Schadenerwartung des Mannes höher wäre. Man sieht keinen Grund anzunehmen, dass die Sterblichkeit der Männer zwar höher, die physische Resistenz gegen Krankheit und Unfallfolgen aber besser sei. Dass die Statistiken meist ein anderes Bild zeigen, unterstützt die Behauptung, dass den medizinischen Faktoren in der Invaliditätsversicherung weniger Gewicht zukommt als der Interessenlage. Mit steigendem Alter kommt dem medizinischen Einfluss natürlich grössere Bedeutung zu. Zudem gleicht sich die Interessenlage von Frauen und Männern an. Damit erklärt sich wohl die unterschiedliche Altersabhängigkeit der Invalidierungshäufigkeiten von Frauen und Männern. Man könnte formulieren, dass das objektive Invaliditätsrisiko der Frauen kleiner sei als das der Männer, dass jedoch – zumindest bis heute – der Unterschied meist mehr als kompensiert werde durch das grössere subjektive

Risiko. Diese Feststellung deckt sich übrigens weitgehend mit der Bemerkung von *Nolfi* am Schluss seines Kapitels über die Abhängigkeit der Invalidierungshäufigkeiten vom Geschlecht in [16].

10. Diskriminierung?

Welche praktische Bedeutung haben diese Betrachtungen? Sollten und dürfen Versicherungsbedingungen und Prämien für Frauen und Männer verschieden sein? Diese Frage wurde in letzter Zeit in mehreren Ländern aufgegriffen und zum Teil recht heftig diskutiert. Ist es diskriminierend, Invalidenrenten für Frauen nur bis zum Alter 60 zu offerieren, wenn man bereit ist, für Männer ein Endalter 65 zu versichern? Ist es diskriminierend, in den Versicherungsbedingungen für Frauen vorzusehen, dass die Renten reduziert werden können, falls die Versicherte nicht an einem von der Wohnung verschiedenen Arbeitsplatz arbeitet, ohne in den Bedingungen für männliche Versicherte eine solche Reduktion vorzusehen? Ist es diskriminierend, für Frauen und Männer verschiedene Limiten für ärztliche Untersuchungen zu setzen? In mehreren amerikanischen Bundesstaaten hat die Versicherungsaufsicht den Privatversicherern solche Unterscheidungen verboten. Nicht verboten wurde die Verwendung unterschiedlicher Tarife.

Die Berechtigung höherer Prämien für Frauen wurde von der Versicherungsaufsicht im Bundesstaat New York in einer eben erschienenen Studie untersucht, aus der unsere Abbildung 4 stammt. Grundsätzlich werden darin unterschiedliche Schadenerwartungen bejaht. Die Studie empfiehlt, für Frauen einen speziellen Tarif zu konstruieren, basierend auf einer erwartungsmässigen Schadenhäufigkeit, die etwa für Alter 30–39 mehr als doppelt so viel, für Alter über 60 aber weniger als diejenige der Männer beträgt [3].

Um dem Vorwurf der Diskriminierung zu entgehen, haben einige amerikanische Versicherer auf strengere Versicherungsbedingungen und Risikoprüfungsregeln für Frauen verzichtet. Statt dessen wenden sie diese strengern Richtlinien an für Personen, die weniger verdienen als ihr Ehepartner. In der Praxis hat sich da wenig geändert. Hat man aber damit nicht erreicht, dass man den für die Schadenerwartung wirklich relevanten Faktor als Kriterium nimmt? In der Tat kann man davon ausgehen, dass ein Arbeiter eine höhere Schadenerwartung hat als seine Gattin, die als Zahnärztin ein Mehrfaches des Einkommens ihres Mannes verdient.

11. Ist ein Prämienzuschlag gerechtfertigt?

Auch wenn die Vermutung stimmt, dass die Invalidierungshäufigkeiten von Frauen «an sich» tiefer sind als diejenigen der Männer, bleiben die von unterschiedlicher Einkommens- und Altersstruktur geprägten Erfahrungen natürlich bestehen. Bei einer Verdoppelung des Anteils weiblicher Risiken in einem Versicherungs-Portefeuille wird in den meisten Fällen der Schadensatz steigen. Dass dies nicht durch Unterschiede des Geschlechtes, sondern durch andere Verschiedenheiten der beiden Teile des versicherten Portefeuilles bedingt ist, hilft dem Versicherungsmathematiker, der einen Jahresabschluss aufstellt, wenig. Die Frage sei aber gestellt, ob es gerechtfertigt ist, die Prämie nach Geschlecht zu differenzieren, wenn man auf eine Differenzierung nach Beruf, Einkommen, Umfang der Versicherungsdeckung und nicht zuletzt nach Eintrittsalter verzichtet.

Beim Vergleich von Schadenhäufigkeit unberücksichtigt bleibt der Einfluss von Storni. Verheiratungen haben unzweifelhaft eine höhere Stornohäufigkeit für Frauen zur Folge. In den ersten Jahren führt dies zu zusätzlichem Verlust von nicht amortisierten Abschlusskosten. Nach einigen Jahren beträgt aber die gezillmerte Reserve ein Mehrfaches der Jahresprämie und es ergeben sich daher Stornogewinne. Eine Rentabilitätsberechnung für Eintrittsalter 30 und einer genau die Schadenbelastung deckenden Nettoprämie für Männer führte als Folge der Annahme von zusätzlichen Storni wegen Heiraten von 5% während 10 Jahren und 1% danach zu einem Gewinn von 16% der eingenommenen Prämie. Mindestens für Pensionskassen und für Gruppenversicherungen wird man einen nicht unbedeutenden zusätzlichen Stornogewinn für weibliche Versicherte erwarten können.

Sicher gleicht sich auch bei uns die berufliche Tätigkeit von Frauen und Männern weiter an. Entsprechend verkleinern sich die Unterschiede in der Interessenlage im Beruf. Die Berechtigung eines Prämienzuschlages für Frauen, der bei seiner Einführung sicherlich dem versicherten Risiko entsprach, bedarf somit dauernder Überprüfung.

Quellen

- [1] Report on experience under disability income insurance, Morbidity Committee of the Canadian Institute of Actuaries, Januar 1976.
- [2] Transactions of the Society of Actuaries, 1973 Reports.
- [3] *Thomas A. Harnett*: Disability income assurance cost differentials between men and women, State of New York Insurance Department, N. Y. 1976.
- [4] Revue, INAMI (Institut National de l'Assurance Maladie et Invalidité), Bruxelles, Nummern 1 und 2, 1976.
- [5] Berichte des De norske livsforsikringssekskapers statistiske kontor über Invaliditätserfahrungen in 1959–1966, Oslo 1972.
- [6] Transactions of the Society of Actuaries, 1974 Reports.
- [7] Allmän Försäkring 1970, Riksförsäkringsverket, Sozialversicherung 1970, herausgegeben durch das National Social Insurance Board, Stockholm.
- [8] Jaarverslag, 1974, Gemeenschappelijke Medische Dienst, Amsterdam.
- [9] Barwerte AHV/IV, Band II, 1 (1968), Bundesamt für Sozialversicherung, Bern.
- [10] *Jack Schmulowitz*: Recovery and benefit termination: program experience of disabled-worker beneficiaries, Social Security Bulletin, June 1973, HEW, Washington (SSA) 73-11700.
- [11] Statistical Abstract der USA 1975, Washington.
- [12] 1970 Census of Population, PC (2) – 6C, Washington.
- [13] Statistical Bulletin, Juni 1975, Metropolitan Life Insurance Co., New York.
- [14] Statistical Bulletin, Januar 1976, Metropolitan Life Insurance Co., New York.
- [15] Statistical Bulletin, März 1976, Metropolitan Life Insurance Co., New York.
- [16] *P. Nolfi*: Neue Ergebnisse und Erkenntnisse über die Invalidität, Periodische Mitteilungen der schweizerischen Lebensversicherungsgesellschaften an die Schweizer Ärzte, Nr. 45, Zürich 1963.

Dr. Simon Courant
Schweiz. Rückversicherungs-Gesellschaft
Postfach 172
8022 Zürich

