

Aktuárské vědy

Emil Schoenbaum

Zum versicherungstechnischen Aufbau des neuen
Pensionsversicherungsgesetzes in der Tschechoslowakei

Aktuárské vědy, Vol. 3 (1932), No. 2, 61–74

Persistent URL: <http://dml.cz/dmlcz/144568>

Terms of use:

Institute of Mathematics of the Czech Academy of Sciences provides access to digitized documents strictly for personal use. Each copy of any part of this document must contain these *Terms of use*.



This document has been digitized, optimized for electronic delivery and stamped with digital signature within the project *DML-CZ: The Czech Digital Mathematics Library* <http://dml.cz>

Nous ne pouvons décider si ces explications suffisent à éclaircir les divergences considérées. Cette possibilité sera montrée par les données des années prochaines. Mais il est probable que la loi de Polya n'est pas une loi universelle régissant les faits corrélatifs. C'est qu'il est facile de construire des schémas encore plus généraux des faits corrélatifs et qui semblent être justifiés au même titre que le schéma de Polya, mais que nous ne savons pas interpréter mathématiquement.

Zum versicherungstechnischen Aufbau des neuen Pensionsversicherungsgesetzes in der Tschechoslowakei.

Von Prof. Dr. E. Schoenbaum.

Unter diesem Titel hat Herr Prof. Dr. G. Rosmanith im sechsten Hefte der unter seiner Redaktion erscheinenden Zeitschrift „Versicherungswissenschaftliche Mitteilungen“ einen Aufsatz veröffentlicht, welcher sich mit dem versicherungstechnischen Aufbau des neuen tschechoslowakischen Pensionsversicherungsgesetzes beschäftigt. Die Abhandlung enthält außer wertvollen Anregungen einige meistens auf Mißverständnissen beruhende kritische Bemerkungen, welche teilweise bereits durch die inzwischen in den *Aktuárské Vědy* erschienene Abhandlung von Herrn Dr. Havlík¹⁾ eine Beantwortung gefunden haben. Trotzdem halte ich es im Interesse der Mathematik der Sozialversicherung für erforderlich, mich mit einigen durch Herrn Prof. Rosmanith aufgeworfenen Fragen zu beschäftigen.

I.

Herr Prof. Dr. Rosmanith kritisiert mit Recht den Anspruch auf die unbedingte Altersrente. In der Tat gehört die unbedingte Leibrente gar nicht in die Invaliden- und Altersversicherung der Arbeiter und Angestellten. Es wird ihm jedoch wohl bekannt sein, mit welcher Hartnäckigkeit die Dienstnehmer diese aus dem alten österreichischen Pensionsversicherungsgesetze stammende Leistung verteidigt haben, und daß alle Versuche, sie durch eine eventuell zu einem früheren Alter fällige bedingte Arbeitslosen-Altersrente zu ersetzen, welche ich für sozialpolitisch berechtigter als die vom Verfasser vorgeschlagene halte, erfolglos geblieben sind. Die Erfahrungen der letzten Jahre haben

¹⁾ Dr. V. Havlík. Die Reform der tschechoslowakischen Pensionsversicherung der Priyatangestellten in höheren Diensten und ihre Deckung. *Aktuárské vědy* I. Jahrgang, Nr. 3., II. Jahrg. Nr. 1.

jedoch die von mir bereits im Jahre 1923²⁾ betonten Mängel der reinen Leibrenten im System der Sozialversicherung der Arbeiter praktisch erwiesen, so daß Hoffnung vorhanden ist, diese sozialpolitisch bedenkliche Leistung bei der Gelegenheit der nächsten Novellierung zu beseitigen.

Zu den Bemerkungen über den festen Grundbetrag der Invalidenrente, welchen das neue Gesetz mit dem Betrage von K^š 3.600.— fixiert, muß ich darauf hinweisen, daß die von Herrn Prof. Rosmanith angeregte Abstufung des Grundbetrages nach den Gehalts- oder Lohnklassen der Arbeiterversicherung wiederholt erwogen worden ist. Der klassenmäßig abgestufte Grundbetrag ist ja eigentlich das näherliegende und in der Tat enthalten die deutschen und österreichischen Gesetze der Vorkriegszeit einen nach Klassen abgestuften Grundbetrag. Auch das tschechosl. Pensionsversicherungsgesetz vom Jahre 1920 bestimmt den Grundbetrag klassenmäßig. Wenn daher der deutsche und der tschechoslowakische Gesetzgeber diese jahrzehntelang verwendete Konstruktion verlassen hat, so waren eben gewichtige Gründe dafür vorhanden, die dem Fachmanne wohlbekannt sind, und von denen ich an dieser Stelle nur die Schwierigkeiten einer praktisch und theoretisch einwandfreien Konstruktion des klassenmäßigen Grundbetrages bei Lohnklassenänderungen erwähne.

Wenn nun als Folge des Mißverhältnisses zwischen den Leistungen des Pensionsversicherungsgesetzes und des Arbeiterversicherungsgesetzes — eines Mißverhältnisses, welches an einem krassen³⁾ Beispiele illustriert wird — ein „ungemein starker Zudrang zur Pensionsversicherung von Seiten eines für diese sehr ungünstigen Materials“ dargestellt wird, so sei zugegeben, daß in der Tat die Anzahl der Versicherten der Allgemeinen Pensionsanstalt viel intensiver wächst als die Zahl der versicherten Arbeiter. Aber eine flüchtige Durchsicht der statistischen Nachweisungen der Allgemeinen Pensionsanstalt hätte doch dem Autor zeigen müssen, daß die Intensität dieser Vermehrung gerade vor dem Inkrafttreten des neuen Pensionsversicherungsgesetzes größer war und mit dem Inkrafttreten des neuen Gesetzes abgenommen hat. Es handelt sich hier bekanntlich um eine soziale Erscheinung, über die eine ganze Literatur existiert und die unter dem Namen „Soziale Umschichtung“ oder „Vergeistung der Betriebe“ (Sombart) in allen technisch entwickelten modernen Wirtschaften vorhanden ist, auch in denjenigen, in denen es keine Sondersversicherung der Angestellten gibt (England,

²⁾ S. Veröffentlichungen des Sozialinstitutes vom Jahre 1923.

³⁾ Daß dieses Beispiel kein typisches ist, ersieht man sofort, wenn man die Altersverteilung in der Gehaltsklasse 4 der Angestelltenversicherung mit der Altersversicherung der entsprechenden Klasse D der Invalidenversicherung der Arbeiter vergleicht. Bei dieser Gelegenheit glaube ich, an die Gefahr derartiger einzelne Fälle hervorhebender und den Laien leicht verwirrender Vergleiche hinweisen zu müssen.

Frankreich) und sich in einer verhältnismäßigen Abnahme der Zahl der Arbeiter und in einer verhältnismäßigen Zunahme der Angestellten äußert.

Die vom Autor als Folge der Aufwertung der Ansprüche hervor gehobene übermäßige Bevorzugung der niedrigen Gehalte, welche dazu führen kann, „daß heute bereits ein Drittel des Bestandes vom Jahre 1925, also ca. 60.000 Versicherte, welche Bezüge unter K \ddot{c} 10.000.— haben, durchschnittlich mit 90% ihrer Bezüge den Dienst verlassen oder die Pensionierung anstreben können,“ ist gar nicht so gefährlich, wenn man nämlich auch die Alterszusammensetzung der niederen Gehaltsklassen berücksichtigt. Nach Tabelle 14 des Motivenberichtes stehen von den Versicherten, welche Gehaltsbezüge bis zu K \ddot{c} 12.000.— haben, in den Altersklassen über 50 Jahren, in welchen eine Pensionierung mit einem gewissen Erfolg angestrebt werden kann, wenn auch nicht die gesetzlichen Bedingungen der Erwerbsunfähigkeit gegeben sind, nicht einmal 8%. Die übrigen 92%, bei denen die Pensionierung nicht so leicht angestrebt werden kann, werden bis zum Zeitpunkte der Pensionierung höhere durchschnittliche Gehaltsbezüge erreichen, da bereits im Jahre 1925 die durchschnittlichen Jahresbezüge K \ddot{c} 16.000 betragen haben. Deswegen überrascht mich auch das vom Autor angegebene Beispiel eines Ersatzinstitutes.⁴⁾ Die Erfahrungen der Allgemeinen Pensionsanstalt in den ersten Jahren der Wirksamkeit des neuen Gesetzes zeigen auch, daß die Befürchtungen des Autors betreffs der Überinvalidisierung unbegründet waren, da der Zugang an Invaliden- und Altersrenten in den zwei ersten Jahren den Erwartungen ungefähr entsprochen hat, wobei man noch die schwere wirtschaftliche Krise des dritten Jahres berücksichtigen muß, welche an sich eine Überinvalidisierung herbeiführen mußte.

II.

Zu den Bemerkungen über die verwendeten Rechnungsgrundlagen ist hinzuzufügen, daß es leider sehr schwer ist, die veralteten Zimmermann'schen Tabellen durch gleichwertige neuere Erfahrungen zu ersetzen. Wie im Motivenberichte angegeben, hat das Material der Allgemeinen Pensionsanstalt nicht ausgereicht, um neue Tabellen der Invaliditätswahrscheinlichkeiten zu konstruieren.

Dagegen ist es möglich gewesen, einen Vergleich der erwartungsmäßigen und wirklich eingetretenen Invaliditätsfälle anzustellen, welcher Vergleich eine schwache Unterinvalidität ergeben hat. Es ist bei der Bewertung dieser Rechnungsgrundlage nicht zu vergessen, daß die Zusammensetzung der Versicherten der Allgemeinen Pensionsanstalt

⁴⁾ Es handelt sich dabei vielleicht um eine zwangsweise teilweise Likvidierung einer Industrie, welche mit den Leistungen des neuen Gesetzes nichts zu tun hat; die Renten wären dann nur zum Teile Invalidenrenten.

doch eine wesentlich andere ist als des Ersatzinstitutes der Zuckerindustrie und daß insbesondere die Gruppe der Handelsangestellten fast 40% der Versicherten umfaßt.

Die Bemerkungen des Autors über die Faktoren k_x wären dahin zu ergänzen, daß in der Polemik über die Konstruktion dieser Faktoren nicht so sehr die Frage, ob $k_x > 1$ für die jüngsten Alter den Hauptgegenstand bildete, sondern die Tatsache, daß von drei möglichen Methoden diejenige verwendet worden ist, welche die größte Sicherheit für die Werte k_x bot. Die Werte $k_{[x]+k}$ sind einfach durch den Bruch

$$\frac{a_{[x]+k}^i}{a_{x+k}}$$

gegeben.

Der gegen die angenäherte Bestimmung der Werte ${}^{18}a_{x(z)}^{12}$ der Erziehungszuschüsse vorgebrachte Einwand ist nicht neu. Dem Autor ist wahrscheinlich entgangen, daß ich in einem Artikel vom J. 1921⁵⁾ bei der Ableitung der Formel bemerke: „Es wurde der gleiche Familienstand bei den Invaliden wie bei den Aktiven vorausgesetzt, d. h. es wurde gesetzt

$${}^{18}A_{(x)z}^i = {}^{18}A_{x(z)}^a,$$

was eine Überschätzung des Wertes bedeutet, da der Familienstand der Invaliden sicher kleiner sein wird, als bei den Aktiven, mit Rücksicht darauf, daß die im Stande der Invalidität geschlossene Ehe keinen Anspruch auf die Witwenrente begründet. Die daraus entstehende Ungenauigkeit ist jedoch kleiner als diejenige, welche sich dadurch ergibt, daß bei Konstruktion des Wertes unrichtiger Weise aus dem Anspruche die Kinder ausgeschlossen erscheinen, welche nach Eintritt der Invalidität des Vaters geboren werden.“ Es sind in dem Artikel auch die Gründe für die Verwendung dieser ungenauen⁶⁾ Formel angegeben: Die Formel ist durch die Methode gegeben, welche in der Begründung der Novelle vom Jahre 1914 zur Bewertung des Anspruches auf die Waisenrente verwendet worden ist, deren Ergänzung sie darstellt, und ermöglicht die Verwendung derselben Hilfszahlen ${}^{18}a_{x(z)}^{(12)}$, ${}^{18}A_{x(z)}$ wie sie für die Berechnung der Waisenrenten erforderlich sind.⁷⁾

Die Bemerkungen über die Bewertung der Pension für eine Person, deren Qualifikation bezüglich der Dienstfähigkeit unbekannt ist (vgl. den Artikel von H. Pisinger in der Nr. 104 des Pojistný Obzor) sind

⁵⁾ Zur Mathematik der Pensionsversicherung Časopis pro pěstování matematiky a fysiky 1921.

⁶⁾ Auch auf die negativen Differenzen in den Altern 18—30 ist dort bereits hingewiesen.

⁷⁾ In der Tat ist, wie leicht zu beweisen ist,

$${}^{18}D_{x(z)}^{ai} + {}^{18}D_{x(z)}^a = {}^{18}a_{x+1/2(z)} v^{x+1/2} (l_x^{aa} - l_{x+1}^{aa})$$

von welcher Formel bei der Ableitung des $D_{x(z)}^{ai}$ Tauber (Zeitschr. f. d. ges. Vers.-Wiss. 1924, S. 126) ausgeht.

dahin zu ergänzen, daß die im Motivenberichte angegebene Formel für diejenigen Fälle bestimmt ist, in denen das Alter im Zeitpunkte des Rentenankalles unbekannt ist. Die Anwendung der bekannten Karup'schen Formel setzt jedoch voraus, daß dieses Alter bekannt ist. Übrigens ist jedoch auch diese Formel auf Voraussetzungen gegründet, welche sie zu einer Näherungsformel machen. Es ist zu betonen, daß beide Formeln in der Praxis zu wenig abweichenden Ergebnissen führen.⁸⁾

III.

Ich komme nun zu wichtigen kritischen Bemerkungen, welche sich gegen die im Motivenberichte benützte Methode des sogenannten Anwartschaftssystemes wenden. Der Autor glaubt, „daß für die Sozialversicherung nach dem heutigen Stande der Versicherungswissenschaft am besten ein Kapitaldeckungssystem entsprechen würde, in dem für jedes der künftigen Jahre die zu erwartenden Fälligkeiten an Kapitalwerten der Ansprüche die Basis der Berechnung bilden“. Als Grundlage dieses Systemes ist selbstverständlich der jeweilige Altersaufbau zu betrachten.

Nun ist wiederholt bewiesen worden (so z. B. in einem in der vom Autor redigierten Zeitschrift erschienenen Artikel des Herrn Prof. Dr. Tauber und in dem tsch. Motivenberichte vom Jahre 1924), daß beide für die Berechnung der Durchschnittsprämie der Sozialversicherung benützten Methoden, das s. g. Kapitalsdeckungs- und Anwartschaftsdeckungsverfahren bei denselben Ansprüchen zu denselben Durchschnittsprämien führen, so daß zwischen ihnen kein Unterschied besteht, wenn man — selbstverständlich — dieselben Voraussetzungen über die Alterszusammensetzung der heutigen Generationen, über die künftigen Zu- und Abgänge und die daraus sich ergebende künftige Alterszusammensetzung der Versicherten macht.

Es sei der Vollständigkeit wegen noch einmal der Beweis wenigstens für den Anspruch auf Invalidenrenten und unter etwas allgemeineren Voraussetzungen als in dem Motivenberichte der tsch. Sozialversicherung gegeben.

Nach der sogenannten Methode des Anwartschaftsdeckungsverfahrens ist der Wert der Versicherung einer Invaliditätsrente von jährlich „1“, wenn man M_x Versicherte im Alter x am Anfang der Versicherung voraussetzt und wenn jährlich im Alter von x und in der Zeit $t\varphi(t) \cdot N_x$ Versicherte beitreten, wenn ferner $\varphi(t) \cdot Q_x$ Versicherte im Alter x austreten und wenn den austretenden Versicherten alle Ansprüche gewahrt bleiben, durch den Ausdruck

⁸⁾ So beträgt die Differenz zwischen beiden Bewertungen bei 198 Altersrentnern des Pensionsinstitutes für Zuckerindustrie nicht 1·5% des Kapitalwertes, wie ich dem zitierten Artikel von Pisinger entnehme.

$$\sum_{x_0=x}^{\omega} (M_x a_x^{ai} + \sum_{t=0}^{\infty} N_{x+1} \varphi(t) v^t a_{x+1}^{ai}) \quad (1)$$

gegeben.

Nach der Methode des sogenannten Kapitalsdeckungsverfahrens geht man von der Personenzahl $M(x, t)$ aus, die im Alter x und nach Ablauf der Zeit t versichert sind. Der Wert, der diesen Personen in der Zeit t zuerkannten Renten, ist durch die Formel

$$\sum_{x-x_0}^{\omega} M(x, t) i_x a_{x+1/2}^i v^{t+1/2} \quad (2)$$

gegeben.

Wird jedoch die Beziehung

$$M(x, t) = \frac{l_x^{aa}}{l_{x-1}^{aa}} M(x-1, t-1) + \varphi(t) N_x - \varphi(t) Q_x \quad (3)$$

erwogen, welche die Tatsache ausdrückt, daß die Anzahl der Versicherten eines bestimmten Alters aus der Anzahl der um ein Jahr jüngeren und um ein Jahr früher Versicherten infolge Abganges nach der Aktivitätsordnung und infolge von Ein- und Austritten hervorgeht, wobei vorausgesetzt wird, daß die Ein- und Austritte am Ende des Jahres vor sich gehen, und wenn man nach dieser Relation die Werte $M(x, t)$ durch die Werte $M(x-t, 0)$ ersetzt und weiter erwägt, daß

$$a_x^{ai} = \frac{\sum l_x^{aa} v^{x+1/2} i_x a_{x+1/2}^i}{l_x^{aa} v^x} \quad (4)$$

st, so erhält man für (2) die Formel

$$\sum_{x=x_0}^{\omega} (M_x a_x^{ai} + \sum_{t=0}^{\infty} N_{x+1} \varphi(t) v^t a_{x+1}^{ai} - \sum_{t=0}^{\infty} Q_{x+1} \varphi(t) v^t a_{x+1}^{ai}) \quad (5)$$

die sich von der Formel (1) bloß durch das negative Glied

$$\sum_{x=x_0}^{\omega} \sum_{t=0}^{\infty} Q_{x+1} \varphi(t) v^t a_{x+1}^{ai}$$

unterscheidet. Doch ist dieses negative Glied gerade der Ausdruck des Umstandes, daß nach der Methode des sogenannten Kapitalsdeckungsverfahrens durch den Austritt alle Ansprüche erlöschen. Selbstverständlich gilt diese Erwägung auch für die Berechnung der Versicherungsprämie.

Es besteht daher zwischen beiden Methoden kein Unterschied, wenn den austretenden Versicherten ihre Ansprüche gewahrt bleiben. In der Tat werden regelmäßig unter sehr liberalen Bedingungen die erworbenen Anwartschaften gewahrt: durch die Aufrechterhaltung der Anwartschaften innerhalb einer Frist nach dem Austritte, durch die Möglichkeit der freiwilligen Fortsetzung der Versicherung, durch die

Institution der Anerkennungsgebühr sowie durch die Anrechenbarkeit in anderen innerstaatlichen oder ausländischen Versicherungssystemen.

Führen nun beide Finanzsysteme bei denselben verwendeten Rechnungsgrundlagen zu denselben Ergebnissen, so bedeutet auch die vom Autor empfohlene Verwendung des jeweiligen Altersaufbaues als Rechnungsgrundlage nur eine scheinbare Vereinfachung der Mathematik der Sozialversicherung, sobald man die Hypothese der konstanten Alterszusammensetzung der Versichertengesamtheit verläßt. Denn nur unter dieser Voraussetzung und der Voraussetzung der Vermehrung in einer geometrischen Reihe ist ein Vorteil bei der Berechnung der Werte und Prämien für eine konstante Grundrente vorhanden, wogegen man für die Berechnung der Werte der steigenden Leistungen neue Voraussetzungen über die Wahrscheinlichkeiten Z_x treffen muß, daß ein x -jähriger Versicherter innerhalb eines Jahres versicherungspflichtig bleibt. Die geistreiche, jedoch hypothetische Konstruktion der sogenannten K -Ordnung in der österreichischen Denkschrift im Jahre 1909 dient eben dem Ziele, die Zahl der von einem Versicherten durchschnittlich erworbenen Steigerungen zu erfassen.

Der große rechnerische Vorteil der konstanten Alterszusammensetzung bei der Bewertung der Grundrenten hat eben den österreichischen Vorkriegsentwürfen die sie auszeichnende Eleganz verliehen. Die Hypothese der konstanten Altersgliederung der Versicherten wurde durch eine überraschende Übereinstimmung der Altersverteilung der nach der Zählung in den Jahren 1890 und 1900 unselbständig erwerbstätigen Personen gestützt.

Jedoch schon die Ergebnisse der Volkszählung vom Jahre 1910 entsprachen nicht ganz der Hypothese der konstanten Altersgliederung der Versichertengesamtheit, da sie gegenüber dem Jahre 1900⁹⁾ größere Abweichungen aufweisen. Tatsächlich hält diese Hypothese nicht stand, wenn man erwägt, daß die durch zufällige oder symptomatische Änderungen in der Mortalität, durch Änderungen in der Geburtenfrequenz und durch die Wanderungsziffern hervorgerufenen Änderungen in der natürlichen Entwicklung der Population unvermeidlich zu einer geänderten Altersverteilung der Gesamtheit der Bevölkerung führen. Aber auch bei einer gleichmäßigen Populationsentwicklung führen die durch Änderungen im Wirtschaftsleben (Industrialisierung, Übersiedlung in Städte, Eintritt von Frauen in die Erwerbstätigkeit u. ähnl.) hervorgerufenen Verschiebungen zu demselben Ergebnisse und zu intensiven Störungen in der Altersgliederung der versicherungspflichtigen Bevölkerung.

⁹⁾ Die Verteilung der unselbständig Erwerbstätigen ohne mithelfende Familienmitglieder:

Alter	11—20	21—30	31—40	41—50
Jahr 1900	279	267	166	129
„ 1910	291	248	181	130
				5*

In einigen auf den Weltkrieg folgenden Jahrzehnten kann jedoch die Hypothese einer gleichmäßigen Altersgliederung für die Versicherten-gesamtheit überhaupt nicht angewendet werden.

In der Tat braucht man sich nur die zahlreichen Denkschriften über die künftige Entwicklung der Bevölkerung in verschiedenen Staaten anzusehen,¹⁰⁾ um einzusehen, daß die Voraussetzung der konstanten Alterszusammensetzung vollständig verfehlt wäre.

Verläßt man jedoch die Hypothese der konstanten Alterszusammensetzung und beraubt sich derart des einzigen darin liegenden Rechen-vorteiles, so unterscheidet sich dann praktisch die Berechnung des durchschnittlichen Beitrages durch Ermittlung des jährlichen Erforder-nisses an Deckungskapitalien gar nicht von der üblichen Berechnung mit Anwendung der Anspruchswerte, wenn man von der Schwierigkeit absieht, welche mit der Feststellung der für die künftigen Steigerungen unentbehrlichen Werte Z_x in dem Kapitaldeckungssystem verbunden ist.

Es entsteht außerdem dabei eine neue und schwierige Aufgabe für den Versicherungsmathematiker, nämlich „eine möglichst zutreffende Schätzung des jeweiligen Altersaufbaues der Gesamtheit abzuleiten“.

Soll diese Schätzung nicht vollständig willkürlich sein, so muß man eben über die künftige Sterblichkeit, Invalidität, Zugänge und Abgänge Hypothesen machen, ebenso wie bei der vom Autor verworfenen Methode und wie dies bei den Berechnungen für die schweizerische Altersver-sicherung geschehen ist. Es ist mir vollständig unbegreiflich, wie sich der Autor gerade auf diese Berechnungen berufen kann, in denen fol-gende Voraussetzungen gemacht werden:¹¹⁾

- a) Absterbeordnung bleibt unverändert (da es sich um eine Volks-versicherung auf Leibrenten handelt, genügt diese Annahme),
- b) alle Neueintritte erfolgen im Alter 20,
- c) es treten keine anderen Austritte als Sterbefälle ein.

Auf Grund dieser Voraussetzungen werden nun die Nettoprämien mit Verwendung der Rentenwerte berechnet, also genau wie in der tschechoslovakischen Versicherung; daneben wird aus diesen Annahmen die Bevölkerungszahl und die Alterszusammensetzung in verschiedenen Zeitpunkten ermittelt.

Die Tafel auf S. 20 beweist, wie stark sich die Altersverteilung in den 3 Stichjahren 1920, 1960, 2000 im Laufe der Zeit unter diesen Voraussetzungen ändern muß.

¹⁰⁾ Z. B. die Arbeiten des englischen Statistikers Bowley für den Völkerbund vom Jahre 1926, des Prof. Gini für Italien u. die umfangreichen Berechnungen d. statistischen Amtes d. Deutschen Reiches Bd. 401 II v. J. 1930, wo aus der intensiven Änderung des Altersaufbaues der deutschen Bevölkerung bis zum J. 2000 wichtige sozialpolitische und wirtschaftliche Schlüsse abgeleitet werden.

¹¹⁾ Bevölkerungsstatistische Grundlagen zur Alters- u. Hinterlassenen-versicherung in der Schweiz.

Würde man im Gegensatze zu diesem schweizerischen und tschechoslovakischen Vorgang irgendwelche Voraussetzungen über den künftigen Altersaufbau machen, so würde man doch implizite und stillschweigend damit Voraussetzungen über die künftigen Beitritte und Austritte treffen, deren Ermittlung dann allerdings schwierig und nur angenähert möglich ist. Dies folgt sofort aus der Relation (3), wenn man dort $M(x, t)$ und $M(x-1, t-1)$ als bekannt voraussetzt; es ist dann bestenfalls die Differenz $N_x - Q_x$ bestimmt. Wie gefährlich dieser Vorgang ist, beweist die von Tauber¹²⁾ vorgenommene Analyse der statistischen Voraussetzungen über die Zu- und Abgänge nach der österreichischen Hypothese der konstanten Alterszusammensetzung, wo z. B. bei den männlichen Unselbständigen Neubeutritte in den Altersklassen von 16—18, 51—60, 62 angenommen und wo in den Altersklassen 51—60 die Beitritte der Selbständigen überhaupt ohne Austritte von Unselbständigen vor sich gehen!

Es sei in diesem Zusammenhange auf eine bedeutende Arbeit von Zwinggi¹³⁾ aufmerksam gemacht, welche unter allgemeineren Bedingungen über die Zugangsfunktion die uns hier interessierenden Fragen behandelt und zu interessanten Ergebnissen gelangt, von denen ich z. B. auf die aus der Tabelle der Werte $S_x^{(b)}$ auf Seite 154 sich ergebende starke Umschichtung im Altersaufbau hinweise.

Vollständig unbegründet erscheinen mir auch die auf S. 14 u. 15 vorgebrachten Bemerkungen über die Berücksichtigung der Austritte. In der Behandlung der Austritte bei der Berechnung der Kosten der Sozialversicherung kann man dieselben Wege gehen wie bei Behandlung der Zugänge, nur ist es selbstverständlich viel schwieriger sich bei der Schaffung eines Sozialversicherungsgesetzes aus der Bevölkerungsstatistik das erforderliche Material zu beschaffen. Aus diesem Grunde hat man bei der Berechnung der Beiträge für die tschechosl. Arbeiterversicherung sich mit der Hypothese begnügt, daß die durch Austritte freiwerdenden Prämienreserven die Defizite reichlich decken, welche durch Eintritte von älteren Jahrgängen in die Versicherungspflicht entstehen. Ebenso ist auch der deutsche Gesetzgeber¹⁴⁾ vorgegangen. Besitzt jedoch der Versicherungsträger bereits Erfahrung über die Kollektiv-Erscheinungen, welche für die Sozialversicherung entscheidend sind, so kann er seine Erfahrungen über das Ausscheiden der Versicherten aus anderen Gründen als durch Tod oder Invalidität verwenden. Das ist auch in der bekannten Denkschrift über die Vermögenslage der Invaliden- und Hinterbliebenenversicherung am 1. I. 1914¹⁵⁾ geschehen,

¹²⁾ Zeitschrift f. d. ges. Versicherungswissenschaft 1916.

¹³⁾ Beiträge zu einer Theorie des Bevölkerungswachstums mit einer Anwendung auf Sozialversicherungskassen. Schweiz. Vers. Mitteilungen 1929.

¹⁴⁾ Denkschrift Nr. 93, Reichstagschriften 1898/99.

¹⁵⁾ Reichstagschriften II, Session 1914/15, S. 78 u. f. Siehe auch die Abhandlung von Tauber in d. Zeitschrift f. d. ges. Vers. W. 24.

welche dem Autor entgangen sein muß, da er sonst nicht vom Verlassen oder Weiterentwicklung des deutschen Systems durch Berücksichtigung der Austritte sprechen würde. Es ist dort der jährliche Neuzugang und der jährliche Abgang an Versicherten, nach Geschlechtern getrennt, abgeschätzt worden. Für die Alter 16 bis unter 20 Jahren konnten Zahlen für jedes Alter angegeben werden. Für spätere Altersjahrgänge sind Altersgruppen gebildet worden und für die Zu- und Abgänge ist ein mittleres Alter ermittelt worden. Auf diese Art konnte man für den jährlichen Neuzugang und Abgang eine Bilanz aufstellen.¹⁶⁾

Übrigens werden auch bei dem vom Autor empfohlenen, jedoch schwer durchführbaren Kapitalsdeckungssystem, sei es mit einem konstanten, sei es mit einem veränderlichen Altersaufbau, doch Austritte berücksichtigt, nur weiß man nichts von ihrem Umfange.

Es hängt nun vom Verantwortungsgeföhle des Mathematikers ab, in welchem Ausmaße er mit Berücksichtigung der gesetzlichen Bestimmungen über Verfall der Anwartschaften die aus der Erfahrung abgeleitete Frequenz der Austritte berücksichtigen wird. Ein, meiner Ansicht nach, nicht zu verantwortendes Extrem stellt eben das vom Verfasser empfohlene, auf dem Altersaufbau beruhende Kapitalsdeckungssystem dar, bei dem folgerichtig nur die in der Versicherungspflicht verbleibenden Versicherten Ansprüche haben¹⁷⁾ und dieselben durch den Austritt verlieren. Bei der Anwendung dieses Systems darf es also ganz folgerichtig keine Fristen für Aufrechterhaltung der Anwartschaften, keine Anerkennungsgebühr, keine freiwillige Versicherung, keine Überweisungspflicht geben, da das System mit dem Verfall aller Anwartschaften bei dem Ausscheiden rechnet und dadurch die Beitragslast auch bedeutend ermäßigt. Da die Zahl der Austritte nicht ermittelt werden kann, ist hier allerdings diese Quelle der Ermäßigung vollständig unbekannt. In Übereinstimmung mit dieser Tatsache beschränken auch die österreichischen Entwürfe, die den konstanten Altersaufbau voraussetzen, die Bestimmungen über die Wahrung der Anwartschaften bedeutend¹⁸⁾ und weisen auf diesen Grund ausdrücklich hin. Gibt es jedoch derartige Bestimmungen wie in den tschechoslovakischen Gesetzen, so wäre die Verwendung des vom Autor empfohlenen Systems und die dadurch erzielte Ermäßigung des Beitrages theoretisch und praktisch nicht zu rechtfertigen.

Die deutsche Denkschrift vom J. 1915 hält in ziemlicher Übereinstimmung mit dem damaligen Gesetze daran fest, daß alle Anwart-

¹⁶⁾ Diese Bilanz ergibt für den Zugang ein jährliches Passivum von 182 Millionen M., für den jährlichen Abgang ein Aktivum von jährlich 259.4 Millionen Mark.

¹⁷⁾ Sind im Jahre t seit dem Beginne der Versicherung $M(x, t)$ x -jährige Versicherte vorhanden, so entsteht in diesem Jahre z. B. durch die Invalidität die Belastung $M(x, t) i_x a_x^i$.

¹⁸⁾ S. Leitsätze für die Versicherung der Selbständigen.

schaften der Ausscheidenden verfallen, und verbessert dadurch die Bilanz des Bestandes um jährlich 259.4 Millionen Mark.¹⁹⁾ Es wird weiter für die Vermehrung des Abganges derselbe Vermehrungsfaktor wie für die versicherte Bevölkerung angenommen, d. h. 2% für die männlichen und 1.4% für die weiblichen Versicherten.

Im Gegensatz zu diesen beiden Methoden ist der tschechoslowakische Gesetzgeber viel vorsichtiger vorgegangen. Bei der Begründung der Arbeiterversicherung hat man sich damit begnügt, die Austritte mit den Eintritten der älteren Jahrgänge zu kompensieren, wodurch ein beim Mangel der Erfahrungen nicht näher bestimmbarer Gewinn sich ergeben muß.

Bei der Abschätzung der Kosten für die Pensionsversicherungsnovelle ist man einen Schritt weiter gegangen.

Wie der Motivenbericht angibt, wurde mit Rücksicht auf die Wichtigkeit dieser finanziellen Quelle mit großer Mühe eine wertvolle Statistik aus den Erfahrungen der Pensionsanstalt in den letzten Jahren über die Austritte von Versicherten und alle Umstände, welche für die Benützung ihrer Austrittsreserven maßgebend sind, abgeleitet. Die Ergebnisse dieser Statistik wurden mit der größten Vorsicht zur Beschaffung von zahlenmäßigen Unterlagen für die Bewertung der daraus sich ergebenden Ermäßigung des Beitrages benützt.

Indem ich auf den bereits zitierten in den „Aktuárské Vědy“ II. Jahrgang erschienenen Artikel des Herrn Dr. Havlik hinweise, bemerke ich nur, daß aus den Erfahrungen der Anstalt die Zahl, Altersgliederung sowie andere erforderlichen Daten für diejenigen Versicherten ermittelt wurde, welche seinerzeit aus der Versicherung austraten und bis zum 31. XII. 1925 nicht wieder eintraten. Außerdem wurde die Altersverteilung sowie weitere zur Abschätzung der Versicherungswerte erforderlichen Daten für die austretenden Versicherten für die Jahre 1922—1925 bei zwei Landesstellen, welche mehr als die Hälfte der Versicherten der Allgemeinen Pensionsanstalt versichern, genau festgestellt. Aus Sicherheitsrücksichten wurden jedoch nicht die sich derart ergebenden Frequenzzahlen der in die Versicherung nicht mehr zurückkehrenden Ausgeschiedenen voll verwendet, weil eben in der Zukunft mit einer intensiveren Ausnützung der Erhaltungs- und Fortsetzungsmöglichkeiten der Versicherung gerechnet werden muß, obwohl die Bedingung für die freiwillige Fortsetzung der Versicherung sowie für die Anerkennungsgebühr in der Novelle v. J. 1929 wesentlich verschärft worden sind. Aus denselben Gründen sind auch die bereits seit dem Jahre 1920 für die Bilanzrechnungen der Versicherungsträger verwendeten Reduktionstabellen für die Ausgeschiedenenreserven nicht verwendet worden, welche aus den Erfahrungen der Versicherungsträger abgeleitete Wahrscheinlichkeiten dafür, daß der n Jahre außerhalb der

¹⁹⁾ S. Bemerkung auf S. 70.

Versicherung sich befindende Ausgeschiedene in die Versicherung zurückkehrt, benützen. Diese durch einen Regierungserlaß den Versicherungsträgern ermöglichte Reduktion der Belastung aus dem Titel der Austritte wurde von den meisten Mathematikern jahrelang für die Ersatzinstitute bei den Bilanzen verwendet.

Es wurde aus Sicherheitsrücksichten die Anzahl der definitiv außerhalb der Versicherung dauernd bleibenden Austretenden mit 35% der Zahl der sämtlichen Ausscheidenden angenommen.

Im Gegensatze zur deutschen Denkschrift, welche dieselbe Zuwachsrate der Austretenden annimmt wie für die Vermehrung des Versicherungsbestandes, wurde aus Sicherheitsrücksichten bereits für die ersten Jahre eine niedrigere Vermehrungsrate angenommen, 4% gegenüber 5%, und es wurde weiter vorausgesetzt, daß sie allmählich bis auf 1.5% sinkt. Auch die aus den Erfahrungen der Anstalt abgeleiteten Daten über die im Zeitpunkte des Austrittes erworbene Beitragszeit sowie über das Austrittsalter und die Gehaltsklassen wurden mit größter Vorsicht verwendet. Für Details weise ich auf die zitierte Abhandlung des Herrn Dr. Havlík, insbesondere auf die dort wiedergegebenen zusammenfassenden Tabellen Nr. 7 und 8 hin.

Zusammenfassend kann man behaupten, daß im Gegensatze zu dem vom Verfasser empfohlenen Kapitalsdeckungssystem, welches die Austrittsreserven voll zur Ermäßigung des Beitrages heranzieht, ohne allerdings über diese Finanzquelle irgendeine ziffernmäßige Angabe machen zu können, sowie im Gegensatze zu der reichsdeutschen Denkschrift vom J. 1915 die für die tsch. Pensionsversicherung verwendete Methode auf sorgfältig bearbeiteten und reichlich gegliederten Erfahrungen der Pensionsanstalt beruht und diese Erfahrungen mit größter Vorsicht benützt.

Ich komme schließlich zu den Bemerkungen des Verfassers über die Berücksichtigung der Gehaltssteigerung.

Bereits bei der Konstruktion des Finanzplanes für die Arbeiterversicherung wurden die voraussichtlichen Lohnerhöhungen bei der Berechnung der Prämien berücksichtigt.

Es sei ohne weiteres zugegeben, daß die von mir damals verwendete Methode, obwohl sie auch nicht genau ist, doch genauer ist als die für die Pensionsversicherung benützte bedeutend einfachere Methode, bei welcher der Zähler $D_x^{(s)} = s_x D_x^a$ gebildet wurde und dementsprechend $N_x^{(s)}$. Um die Werte der Anwartschaften bzw. der Beitragszahlung individuell zu erhalten, müßten allerdings die mit Verwendung dieser Grunzahlend berechneten Werte mit den Gehaltssteigerungsfaktoren s_x für das Anfangsalter gekürzt werden. Da es sich im gegebenen Falle jedoch bloß um die Feststellung des Gleichgewichtes des Versicherungsträgers und um die Ermittlung des durchschnittlichen Beitragssatzes für den ganzen Versicherungsstock handelt und da die Methode eine bedeutende Vereinfachung der Berechnungen mit sich bringt, so wurde im Gegen-

sätze zu der im Motivenberichte der Arbeiterversicherung angewendeten Methoden diese Methode benützt, nachdem es vom Anfange an klar war, daß beide Methoden zu ungefähr demselben Resultat führen. Aus der bereits zitierten Abhandlung des Herrn Dr. Havlík, auf die ich hinsichtlich der Details verweise, gebe ich zum Beweise dieser Behauptung die in der Tabelle Nr. 12, die einen Vergleich der beiden Methoden ermöglicht, enthaltenen Resultate wieder.

Aus der Tabelle ist ersichtlich, daß beide Methoden ungefähr zu demselben Ergebnis führen und daß die zweite Methode, welche der für die Berechnung des Beitrages der Arbeiterversicherung im J. 1924 verwendeten und auch vom H. Prof. Rosmanith in seinem Artikel benützten Methode analog ist, sogar zu einem um 36 mil. Kč höheren Überschusse als die des Motivenberichtes führt. Hätte der Autor, statt die Barwerte der Anwartschaften und des Beitrages gesondert zu vergleichen, ihre Differenz verglichen, so wäre er z. B. statt zu dem allerdings rätselhaften Ergebnisse 4.6 Milliarden gegen 11.549 Milliarden zu dem mehr vernünftigen und der Wahrheit entsprechenden Ergebnisse (Tab. 12) 3.947 gegenüber 3.882 gekommen.

Im VI. Abschnitte erwähnt Prof. Dr. Rosmanith das interessante Problem der Prämienreserve einer Sozialversicherung, dessen bedeutende Schwierigkeiten er unterschätzt. Die inzwischen erschienene Regierungs-Verordnung vom 16. I. 1931 löst dieses Problem für die Pensionsversicherung in einer anderen Weise, als der Autor angedeutet hat. Ich benütze diese Gelegenheit, diese Lösung, die einen bedeutenden Fortschritt in der Mathematik der Sozialversicherung darstellt, kurz anzudeuten.

Die Deckungsanteile sind auf Grund einer Formel berechnet, die das Prinzip der erworbenen Anwartschaften mit dem Prinzip des Antheiles der Versicherten am Anstaltsvermögen kombiniert. Der Vorgang bei der Ableitung der Rechnungsgrundsätze war folgender:

Zuerst wurde die Prämienreserve nach der Nettomethode gesondert für Grundbeträge und für Steigerungsbeträge mit Rücksicht auf das individuelle Eintrittsalter berechnet. Ferner wurde der Faktor F als das Verhältnis dieser Prämienreserve zum Gesamtbetrage des individuellen Nettobeitrages, welcher der betreffenden Beitragszeit (ohne Rücksicht auf die Verzinsung) entspräche, berechnet. Die Konstruktion der Deckungsanteile beruhte auf der Küttnerschen Reduktion der Prämienreserven. Um die Berechnung für die Praxis zu vereinfachen, wurden einheitliche Faktoren für die gesamten Ansprüche als ein gewogener Durchschnitt der Faktoren für Grund- und Steigerungsbeträge konstruiert, wobei dem Faktor für Grundbeträge das Gewicht 1 und dem Faktor für Steigerungsbeträge das Gewicht 2 zugeteilt wurde. Diese Gewichte wurden durch genaue Zerlegung der Anspruchswerte für die Grund- und Steigerungsbeträge festgestellt. Da die Faktoren eine verhältnismäßig geringe Variabilität aufweisen, sind die Tafeln

der Deckungsanteile für 5jährige Altersgruppen und 12monatliche Gruppen der Beitragsdauer zusammengestellt. Die Interpolation fällt weg.

Die genaue formelmäßige, mit Tabellenmaterial belegte Darstellung wird in einer der nächsten Nummern der „Aktuárské Vědy“ veröffentlicht werden.

Zur ungemein schwierigen Frage der Ersatzinstitute ist zu bemerken, daß das Gesetz die Ersatzinstitute nicht zwingt, die Deckungsanteile der Prämienreserven zu verwenden, sondern sie nur verpflichtet, die über das gesetzliche Ausmaß hinausgehenden Ansprüche nach individuellen Berechnungsmethoden zu decken. Es ist daher a priori nicht ausgeschlossen, daß Ersatzinstitute, welche über verlässliche Erfahrungen verfügen, diese Erfahrungen verwenden. Praktisch würde jedoch kein einziges Ersatzinstitut dieser Anregung des Autors folgen können, da sie mit Rücksicht auf die günstigere Riskenzusammensetzung der Allgemeinen Pensionsanstalt zu höheren Beträgen für dieselben Leistungen führen würde als bei der Allgemeinen Pensionsanstalt und dadurch die Existenz der Ersatzinstitute unmöglich machen würde.

Der schwierigen Frage der Koexistenz der Ersatzinstitute, die jederzeit liquidieren können, neben dem Hauptversicherungsträger, der mit einem ewigen Bestand rechnen kann, kann man nur in einer gründlichen Auseinandersetzung gerecht werden. Es ist jedenfalls zu bemerken, daß das Gesetz den lebensfähigen und sozialpolitisch existenzberechtigten Ersatzinstituten den weiteren Bestand ermöglicht hat und daneben Vorsorge getroffen hat, daß bei der event. Liquidierung die Versicherten zu keinem Schaden kommen.

*

Auf diese sachliche Antwort, welche sich mit allen Einwänden von Rosmanith eingehend beschäftigt, hat Prof. Rosmanith in der 8. Nummer seiner Zeitschrift eine Antwort veröffentlicht, deren Form so gehässig und aggressiv, und deren Inhalt dementsprechend so armselig ist, dass wir von der Pflicht darauf zu antworten befreit wären. Da Prof. Rosmanith jedoch seinen Angriff durch die Tagespresse und durch Versenden an Fachleute, aber auch an Laien zu verbreiten versucht hat, bleibt uns nichts anderes übrig, als uns wiederholt wenigstens mit einigen wichtigeren Punkten zu beschäftigen, um nachzuweisen, mit welcher beispiellosen Oberflächlichkeit und Voreingenommenheit er seine Kritik der tchechoslowakischen Pensionsversicherung verfasst hat.