

# Aktuárské vědy

---

## Zprávy

*Aktuárské vědy*, Vol. 2 (1931), No. 1, 55–64

Persistent URL: <http://dml.cz/dmlcz/144538>

## 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>

**Problém racionalisace v sociálním pojištění** řeší O. Stein v posledním čísle časopisu „Zeitschrift für die gesamte Versicherungs-Wissenschaft“, 30. Band, 13. Heft. Autor poukazuje na stále rostoucí náklady na sociální pojištění v celé řadě evropských států a z toho pramenící nutnost racionalisace; předmětem racionalisace je pak vhodné tvoření risikových společenství, problém správy a v neposlední řadě kvantita a kvalita pojistných dávek. Článek chce být úvodem do diskuse a zaslouží si proto pozornosti našich sociálně-pojišťovacích pracovníků, tím spíše, že také u nás je otázka racionalisace sociálního pojištění velmi aktuální, jak je patrné ze zajímavého článku Dra Klumpara v „Hospodářské Politice“.

Pojistně-matematická příloha citov. časopisu obsahuje příspěvky F. Bernsteina (Über den mittleren Fehler der Potenzmomenten), H. Amtmanna (Bemerkungen zur Sterblichkeits- und Familienstandsstatistik von Offizieren und Militärbeamten), J. Behra (Zur Theorie des Summenzuwachses) a L. Antona (Ableitung von Renten-Sterblichkeitstafeln aus der Allgemeinen Deutschen Sterbetafel 1924/26). Článek obsahuje velmi zajímavá data o stálém poklesu úmrtnosti v Německu v letech 1881—1926.

*J. Bulina.*

## ZPRÁVY.

Karl Jordan: Berechnung der Trendlinie auf Grund der Theorie der kleinsten Quadrate; — Fredrik Esscher: On graduation according to the method of least squares by means of certain polynomials. Shodou okolností publikována byla letošního roku téměř současně tato dvě pojednání obsahující v podstatě stejná řešení úlohy:

Stanoviti jest nejvhodnější postup početní při vyrovnání  $N$  členu dané statistické řady  $w_0, w_1, \dots, w_{N-1}$  řadou

$$y_n(x) = A_0 Q_0(x) + A_1 Q_1(x) + \dots + A_n Q_n(x)$$

ortogonálních polynomů  $Q_\nu(x)$  definovaných základním vztahem

$$\sum_0^N Q_\lambda(x) Q_\mu(x) = 0, \quad \lambda \neq \mu; \quad \sum_0^N Q_\lambda^2(x) > 0,$$

při čemž koeficient  $A_\nu$  jest vyjádřen vztahem

$$A_\nu = \frac{\sum_0^N Q_\nu(x) w_x}{\sum_0^N Q_\nu^2(x)}.$$

Jak známo, obdržíme tímto způsobem přibližné vyjádření numericky dané funkce  $w$  racionální celistvou funkcí stupně  $n$  podle metody nejmenších čtverců. Polynomy  $Q_\nu(x)$  zavedené do matematické analýsy po prvé Čebyševem (viz Oeuvres I/II.) poskytují při tom značné výhody oproti analogickému vyrovnání použitím obyčejné řady mocninné. Znajíce hodnoty  $A_\nu$  můžeme totiž rozhodnouti předem důležitou otázku, kolik členů dlužno podržeti v řadě  $y_n(x)$ , aby výsledek byl uspokojivý. Toho docílíme výpočtem střední kvadratické odchylky  $\sigma$  stanovené hodnotami  $A_\nu$ , ve tvaru

$$\sigma^2 = \frac{\sum_0^N w_x^2}{N} - \frac{1}{N} [A_0^2 \Sigma Q_0^2 + A_1^2 \Sigma Q_1^2 + \dots + A_\nu^2 \Sigma Q_\nu^2].$$

Budiž při této příležitosti podotknuto, že s jistou úpravou výrazu  $A_v$  směřující k účelnému provádění numerických výpočtů setkáváme se již u Čebyševa, který nahradil hodnoty  $w_x$  za sumačním znaménkem diferencemi  $A^v w_x$ . Tato úprava však nikterak nezměnila práci při výpočtech, nač upozorňuje též Vilfr. Pareto při publikaci dosti rozsáhlých tabulek jednak přímých hodnot polynomů  $Q_v(x)$  stupně nižšího, jednak pomocných koeficientů k snadnému výpočtu polynomů stupně vyššího, dále pak hodnot  $\Sigma Q_v^2(x)$ ; těmito tabulkami snažil se V. Pareto usnadnit numerický výpočet hodnot  $A_v$  (viz „Tables pour faciliter l'application de la méthode de moindres carrés“, Journal de statistique suisse, 1899). Obdobné tabulky hodnot  $Q_v(x)$  a  $\Sigma Q_v^2(x)$  pouze v malém rozsahu obsahuje též na př. práce K. Jordana: Sur une série de polynomes etc. (Proc. London Math. Soc., 1921). Novou cestu v tomto směru nastoupil P. Lorenz v pojednání „Der Trend“ (viz recenzi v I. roč. č. 2. t. čas.), který použil při výpočtu  $A_v$  jednak postupných součtů funkce  $w_x$  utvořených podle schematu Četverikovova a jednak obsáhlých tabulek pomocných hodnot. Avšak i Lorenzův postup vyžaduje dosti značné námahy. Nejvhodnější postup praktického výpočtu koeficientů  $A_v$  jest obsažen teprve v obou pojednáních výše citovaných.

Jordanova práce byla uveřejněna v Mitteilungen der ung. Landeskom. f. Wirtschaftstatistik und Konj.-forschung 1930, Studie Nro 1, a byla doplněna v následujícím čísle téhož časopisu článkem A. Sipose, Praktische Anwendung der Trendberechnungsmethode von Jordan. Fr. Esscher uložil svoje pojednání v jubilejní publikaci pojišťovny „Skandia“, Stockholm, 1930.

V soulase s dřívějšími pracemi svými o polynomech  $Q_v(x)$  vyjadřuje Jordan tyto polynomy ve tvaru

$$Q_v(x) = \frac{v!}{2^v} \sum_0^{v+1} \binom{v+\mu}{\mu} \binom{v-N}{v-\mu} \binom{x}{\mu},$$

jemuž odpovídá pak hodnota součtu

$$\sum_0^N Q_v^2(x) = \frac{(2v)!}{2^{2v}} \binom{N+v}{2v+1}.$$

O postupných součtech

$$\begin{aligned} \mathfrak{S}_0(x) &= w_{N-1} + w_{N-2} + \dots + w_x \\ \mathfrak{S}_1(x) &= \mathfrak{S}_0(N-1) + \mathfrak{S}_0(N-2) + \dots + \mathfrak{S}_0(x) \\ &\dots \dots \dots \\ \mathfrak{S}_\mu(x) &= \mathfrak{S}_{\mu-1}(N-1) + \mathfrak{S}_{\mu-2}(N-2) + \dots + \mathfrak{S}_{\mu-1}(x) \end{aligned}$$

utvořených podle schematu Četverikovova, lze snadno dokázat, že platí obecně

$$\mathfrak{S}_\mu(\mu) = \sum_0^N \binom{x}{\mu} w_x.$$

Jordan nazývá  $\mathfrak{S}_\mu$  zcela výstižně momenty binomickými. Stanovení jich jest — jak patrné — velmi jednoduché spočívajíc v prostém opětovném sčítání. Ježto při větším počtu  $N$  hodnot  $w_x$  momenty  $\mathfrak{S}_\mu$  vzrůstají ciferně velmi rychle, což působí při výpočtech značné obtíže, zavádí Jordan t. zv. průměrné binomické momenty definované vzorcem

$$T_\mu = \frac{\mathfrak{S}_\mu(\mu)}{\binom{N}{\mu+1}}.$$

Dosažením hodnot  $T_r$  a  $\Sigma Q_r^2$  do výrazu pro  $A_r$  obdržíme

$$A_r = B_{r0}T_0 + B_{r1}T_1 + \dots + B_{rv}T_r = B_{r0}[T_0 + b_{r1}T_1 + \dots + b_{rv}T_r],$$

kdež

$$B_{r\mu} = \frac{(-)^{r+\mu} 2^r (2^r + 1) \binom{r+\mu}{\mu}}{\bar{v}-\mu! \mu+1! \binom{N+r}{r}}; b_{r\mu} = \frac{(-)^r r! \binom{r+\mu}{\mu}}{\bar{v}-\mu! \mu+1!}.$$

Tabulkou hodnot  $\binom{N}{\mu+1}$  uvedenou v práci Jordanově pro  $N = 4, 5, \dots, 55$ ,  $\mu = 1, 2, \dots, 10$  a tabulkou hodnot  $B_{r\mu}$  uvedenou v článku Siposově pro  $r = 1, 2, \dots, 5$ ;  $\mu = 0, 1, \dots, r$ ,  $N = 7, 8, \dots, 50$  stává se pak provedení výpočtu hodnot  $A_r$  velmi jednoduché.

Vypočtených hodnot  $A_r$  spolu s tabulkou hodnot  $\binom{N}{\mu+1}$  bylo by možno použití též bezprostředně k určení čtverce střední kvadratické odchylky  $\sigma_r^2$ . Podstatného zjednodušení při tomto výpočtu dociluje se však (viz cit. článek Siposův) tabelací dalších hodnot

$$G_r = (2^r + 1) \frac{\binom{N-1}{r}}{\binom{N+r}{r}},$$

jichž použití jest patrné z rovnice

$$\frac{1}{N} A_r^2 \sum_0^N Q_r^2(x) = G_r [T_0 + b_{r1}T_1 + \dots + b_{rv}T_r].$$

Tabulka koeficientů  $G_r$  připojená k článku Siposovu obsahuje příslušné hodnoty pro  $r = 1, 2, \dots, 5$ ;  $N = 7, 8, \dots, 50$ .

K numerickému výpočtu jednotlivých hodnot  $y_n(x)$  používá Jordan výhodného vyjádření  $y(x)$  ve tvaru Newtonovy interpolační formule

$$y_n(x) = y_n(0) + \binom{x}{1} \Delta y_n(0) + \dots + \binom{x}{n} \Delta^n y_n(0).$$

Potřebné numerické hodnoty výrazu  $\binom{x}{r}$  jsou obsaženy v tabulce výše zmíněné, hodnoty  $\Delta^r y_n(0)$  nutno vypočítati ze vztahu

$$\Delta^s y_n(0) = A_s \Delta^s Q_s(0) + A_{s+1} \Delta^s Q_{s+1}(0) + \dots + A_n \Delta^s Q_n(0)$$

Tento výpočet usnadněn jest další tabulkou hodnot  $\Delta^s Q_k(0)$ , která jest uvedena v pojednání Jordanově pro  $k = 2, 3, 4, 5$ ;  $s = 0, 1, \dots, k$ ;  $N = 3, 4, \dots, 50$ .

K systematickému provedení výpočtu všech hodnot  $y_n(x)$  postačí hodnoty  $y_n(0)$ ,  $\Delta y_n(0)$ ,  $\dots$ ,  $\Delta^n y_n(0)$ , z nichž obdržíme  $y_n(x)$  prostým sčítáním diferencí počínaje od difference nejvyššího řádu, jež je konstantní.

Výtečné pojednání Jordanovo obsahuje též úvahy o modifikaci výpočtu  $y_n(x)$  při posunutí počátku souřadnic, o postupu při zmenšení intervalu proměnné  $x$  (interpolace) a o výpočtu korelace dvou statistických řad. Aplikace metody Jordanovy při výpočtu trendu a korelačního koeficientu v konkrétních případech obsahuje publikace „Report on the practical

application of Jordan's method for trend measurement", předložená Uher-  
ským nár. komité pro hospodář. statistiku druhé evropské konferenci  
hospodářské, konané v Berlíně 1930.

Fredrik Esscher použil poněkud odchylného vyjádření polynomů  $Q_v(x)$ ,  
označme je  $\bar{Q}_v(x)$  (tvar normovaný). Rozdíl spočívá ve faktoru závislém  
pouze na stupni polynomu  $v$ , tak voleném, aby součet  $\sum Q_v^2(x)$  měl jednodu-  
chou hodnotu, a sice

$$\sum_1^{N+1} \bar{Q}_v^2(x) = N.$$

Sumace se vztahuje na argumenty 1, 2, ...  $N$  (u Jordana odchylně  
0, 1, 2, ...,  $N-1$ ). Polynomy  $Q_v(x)$  jsou definovány výrazem

$$\bar{Q}_v(x) = \sum_1^{N+1} k_v \binom{v}{\mu} \binom{N+v}{v+\mu} \frac{1}{v+\mu!} \frac{1}{v-\mu!} \left(x - \frac{N-1}{\mu}\right),$$

kdež

$$k_v = \frac{1}{v!} \sqrt{\frac{2v+1}{(N^2-1)(N^2-2^2)\dots(N^2-v^2)}}$$

Se zřetlem na tvar polynomů  $\bar{Q}_v(x)$  používá Esscher při výpočtu koeficientů  
 $A_v$  binomických momentů

$S_0(N) = w_1 + w_2 + \dots + w_N$ ;  $S_1(N) = S_0(1) + S_0(2) + \dots + S_0(N)$  atd.,  
jež obecně lze vyjádřiti vztahem

$$S_v(N) = (-1)^v \sum_1^{N+1} \binom{N-v}{v} \left(x - \frac{N-1}{v}\right) w_x.$$

Z týchž důvodů jako Jordan zavádí pak průměrné momenty

$$\bar{S}_v = S_v : \binom{N+v}{v+1}.$$

Koeficient  $A_v$  nabývá po dosazení hodnot  $\bar{Q}_v$  a  $\bar{S}_v$  tvaru

$$A_v = \beta_v [\bar{S}_0 + b_{v1}\bar{S}_1 + \dots + b_{vv}\bar{S}_v],$$

při čemž

$$\beta_v = \sqrt{(2v+1) \frac{(N+1)(N+2)\dots(N+v)}{(N-1)(N-2)\dots(N-v)}}$$

a  $b_{v\mu}$  jest hodnota výše definovaná.

Provádění výpočtů urychluje tabulka hodnot 1:  $\binom{N+v}{v+1}$  a hodnot  
 $\beta_v$  k pojednání připojená, obě v rozsahu  $v = 1, 2, \dots, 5$ ;  $N = 1, 2, \dots, 30$ .  
Čísla  $b_{v\mu}$  jsou menší čísla celistvá, nezávislá na  $N$ .

Z uvedeného jest patrné, že není při výpočtu  $A_v$  podstatného rozdílu  
mezi tímto postupem a postupem Jordanovým. Přes to volba polynomů  
 $\bar{Q}_v(x)$  místo  $Q_v(x)$  jest značně výhodnější, jak je patrné ihned z výpočtu  
čtverce střední kvadratické odchylky

$$\sigma_v^2 = \frac{1}{N} \sum w_x^2 - A_0^2 - A_1^2 - \dots - A_v^2$$

který lze provéstí bezprostředně, známe-li hodnoty  $A_v$ . V tom spočívá  
značná přednost postupu Esscherova oproti Jordanovu, na niž dlužno  
upozorniti.

K výpočtu všech hodnot  $y_n(x)$  uvádí Esscher současně dva způsoby založené stejně jako u Jordana na okolnosti, že  $y_n(x)$  jest aritmetickou řadou vyššího řádu. Z hodnot diferencí

$$\Delta^r y_n(N+1) = N \frac{1}{\binom{N+\nu-1}{\nu}} \sum_{\nu}^{n+1} b_{i\nu} A_i \beta_i, \quad \nu = 0, 1, \dots, n$$

anebo z hodnot

$$\nabla^r y_n(0) = N \frac{1}{\binom{N+\nu}{\nu+1}} \sum_{\nu}^{n+1} (-)^{r+i} b_{i\nu} \beta_i A_i \quad \nu = 0, 1, \dots, n$$

$$\nabla(y(x) = y(x) - y(x-1))$$

Ize postupným přičítáním resp. odečítáním obdržeti úplnou tabulku hodnot  $y_n(x)$ . Zvláštní tabulky pomocné Esscher nepoužívá, mohla by však snadným způsobem býti konstruována, takže výpočet by nebyl obtížnější, nežli při postupu Jordanově.

Autor podává též zajímavý výpočet koeficientů  $c_i$ , jedná-li se o aplikaci jádření funkce  $y_n(x)$  řadou potenčení

$$c_0 + c_1(x-\mu) + c_2(x-\mu)^2 + \dots + c_n(x-\mu)^n$$

a zakončuje svoje sice stručné, avšak obsahem i formou vynikající pojednání výsledků na konkrétním příkladu.

Obě pojednání výše citovaná vzbudí nepochybně a zcela právem veliký zájem jak u odborníků aplikované matematiky v širším smyslu, tak i zejména u odborníků matematické statistiky.

Dr. L. Truksa.

**K revisi zákonných ustanovení o přestupech pojištěnců mezi jednotlivými nositeli sociálního pojištění.** Postupný vývoj sociálněpojišťovacího zákonodárství v Č. S. R. vedl k tomu, že existuje nyní několik nositelů pojištění s namnoze velmi odchylným dávkovým schematem. Příslušnost pojištěnců řídí se jednak druhem prací jimi vykonávaných, jednak zaměstnavatelem. Okolnost ta vede k dosti častým změnám pojistné příslušnosti, k přestupům, takže je nutno upravití zhodnocení čák u jednoho nositele získaných v pojištění u nositele druhého. K tomu přistoupila pak snaha, aby i zaměstnanci veřejných zaměstnavatelů, t. j. státu, zemí, obcí a pod., kteří mají upraveny své pensijní zaopatření jiným způsobem než sociálním pojištěním, nebyli při vstupu do těchto služeb nebo při přestupu do zaměstnání u soukromého zaměstnavatele poškozeni a aby pro takové přestupy platila stejná ustanovení jako při změnách nositelů pojištění. Dosaďadní řešení spočívá v tom, že při přestupu pojištěnce převede původní nositel pojištění resp. privilegovaný zaměstnavatel na nového nositele pojištění určitou částku, která je jakousi odkupní hodnotou; nový nositel, pojištění použije této částky k započtení určité doby podle svého schematu po případě k zvýšení nároků u určitého částku.

Vývoj pojistněmatematické konstrukce „převodních částek“ je zajímavý a sám o sobě vyžadoval by velmi obsáhlého referátu. Pro účel tohoto článku postačí konstatovati, že v konstrukci převodních částek stále ustupuje individualistické hledisko, s nettoreserv přechází se k hodnotám stanoveným s ohledem na pojistné skutečně placené, při čemž stále více stavi se do popředí nutnost abstrahovati od konkrétního individuálního případu a přihlížeti spíše k průměrům respektujícím větší soubory. Tu však ihned naskytá se otázka, proč neupustiti vůbec od systému individuálních převodních částek, a to tím spíše, že administrativa s nimi spojená vyžaduje

tak značných správních nákladů, že stává se vážným břemenem pro nositele pojištění. Proti dosavadnímu systému převodních částek mluví i různost způsobu finanční úhrady v jednotlivých odvětvích sociálního pojištění. Kdežto pojištění dělnické a pensijní vychází z kapitálové úhrady průměrnými premii, je hornické pojištění kryto rozvrhem, takže převodní částky ve smyslu odkupních hodnot v hornickém pojištění nemají vůbec místa. Při řešení — ať je jakékoliv — je nutno ovšem míti na zřeteli nejen aby pojištěnci přestupující nebyli ve svých nárocích zkracováni, aby však také na druhé straně nebyli favorisováni proti pojištěncům ostatním, ať již v kolektivu, jenž opouštějí, nebo v kolektivu, do něhož vstupují.

Na nutnost nové úpravy bylo v tomto časopise již několikrát poukázáno; podáme zde zásady, kterými podle našeho názoru měla by se řídití budoucí úprava. Zdůrazniti jest ovšem předem, že úprava skutečně účelná může býti provedena jedině jednotným zákonem o převezech mezi všemi nositeli pojištění, jak to svého času navrhovala Ústřední sociální pojišťovna. V něm byly náležitě s jednotného hlediska respektovány administrativní potřeby všech nositelů pojištění, jakož i zásada kolektivní spravedlivosti k pojištěncům všech odvětví sociálního pojištění.

Při této úpravě nutno sledovati dvě otázky: totiž jednak otázku přestupů mezi skutečnými nositeli pojištění navzájem a jednak otázku přestupů mezi těmito nositeli pojištění a privilegovanými zaměstnavateli nebo těmi jejich fondy, které pouze doplňují povinné pojištění, poskytující členům nároky úplně totožné s nároky povinného pojištění.

Tato druhá otázka je převáděním svého druhu odkupních hodnot řešena neúčelně, ježto při přechodu ze služeb u privilegovaného zaměstnavatele k některému nositeli pojištění je možno rekonstruovati pojištění, kterému by byl zaměstnanec jinak podléhal a které odkupní hodnota reprezentuje. Tato rekonstrukce pak je účelněji řešitelná ustanovením, že při výstupu zaměstnance privilegovaný zaměstnavatel je povinen provéstí přihlášku k dodatečnému pojištění u nositele pojištění příslušného podle povahy prací, které zaměstnanec u něho vykonával, a zaplatiti dodatečně pojistné stanovené s ohledem na jeho výdělek nebo služné. Tuto přihlášku bylo by ovšem nutno podati automaticky ihned po výstupu zaměstnance, bez zvláštního vyzvání dotyčeného nositele pojištění. Z pojištění takto dodatečně provedeného nabýval by zaměstnanec stejných nároků, jako kdyby byl býval pojištěn jako ostatní pojištěnci (hlavně tedy i právo udržovati si nároky placením uznávacího poplatku). Otázka, zda pojistné mělo by býti vyúčtováno bezúročně nebo s úroky, je celkem podřadnějšího významu a domníváme se, že v zájmu jednoduchosti postačilo by pojistné bezúročně. Dá se totiž očekávati, že nebude příliš mnoho zaměstnanců, kteří by od privilegovaného zaměstnavatele vystoupili po delší služební době, kde by tedy otázka úroků měla vážnější význam. Při přestupech opačných byl by opět nositel pojištění povinen na výzvu privilegovaného zaměstnavatele vydati mu zaplacené pojistné, avšak teprve ke dni trvalého ustanovení.

Provedením této úpravy odpadlo by zjišťování a vzájemné sdělování celého průběhu pojištění, kterého je ke stanovení převodní částky dosud nutně třeba, při čemž pojištěnci jí nemohou býti poškozeni, ježto dnešní zákonná ustanovení prakticky vedou k stejnému výsledku. Naopak znamenalo by to zlepšení pro ty zaměstnance, kteří vystupují ze služeb privilegovaného zaměstnavatele aniž nastupují do soukromých služeb a kterým za dnešního stavu jejich nároky vůči privilegovanému zaměstnavateli zpravidla bez náhrady zanikají.

Za tohoto předpokladu přicházejí v úvahu již jen otázky přechodů mezi jednotlivými nositeli pojištění, tedy přestupů, které mají za následek vstup do pojistného systému odchylného od dosavadního systému; jsou to

přestupy mezi Ústřední sociální pojišťovnou, Ústřední bratrskou pokladnou, Všeobecným pensijním ústavem a náhradními ústavy pensijními.

Zásadní otázkou po stránce administrativní jest, má-li býti zachován dosavadní způsob převáděti přímo k datu přestupu určité částky reprezentující nároky získané až do dne přestupu. Zkušenost ukázala, že není zabezpečeno, že by podstatná většina pojištěnců přestupujících přestupovala pouze jednou za celou dobu aktivity. Kdyby tomu tak bylo, pak by bylo i administrativně účelné vyřaditi záležitost nároků plynoucích od obou nositelů pojištění jednou provždy hned při přestupu, převésti pojištění k nositeli druhému, a pojištěnce z administrativy původního nositele pojištění úplně vyřaditi. Jak ale naopak jisto, že administrativní potíže vznikají nejvíce tím, že zaměstnanec, náležející na př. do některé okrajové skupiny na rozhraní okruhu toho či onoho pojištění, přestupují častěji od jednoho nositele pojištění ke druhému a zpět; při každém přestupu je vždy nutno prováděti zvláštní řízení za účelem zjištění dosavadního průběhu pojištění a převodu příslušné částky reprezentující nároky až dosud získané. Máme za to, že by bylo proto účelné provádění tohoto řízení při přestupu zaměstnancově zrušiti a teprve při pojistném případě respektovati průběh pojištění u všech nositelů pojištění, u nichž byl zaměstnanec pojištěn. Pojistné dávky přiznávaly by se podle podmínek platných u posledního nositele pojištění, při čemž by zákon obsahoval určité zabezpečení pro případ, že by zaměstnanec pouze na přechodnou dobu před pojistným případem byl pojištěn u nositele pojištění, který má nepříznivější podmínky přiznávání dávek a naopak, aby zabráněno bylo spekulativním přestupům. Přiznávání dávky a výplata příslušela by rovněž poslednímu nositeli pojištění; ostatní nositelé pojištění uhradili by částí dávky na ně připadající vyplácejícímu nositeli pojištění jednou provždy úhradovým kapitálem, stanoveným buď individuálně podle početních podkladů posledního nositele pojištění, nebo také podle jednodušších jednotných norem, které by byly stanoveny na podkladě zásady finanční rovnováhy z titulu převodů těchto úhradových kapitálů.

Pro výměru dávky respektuje se celý průběh pojištění u všech nositelů, při čemž ovšem v případě, že by v pojištění byla nastala mezera delší než 10 let, započítává se pojištění před touto dobou jen tehdy, byli-li pojištěncé potom aspoň  $\frac{1}{2}$  roku pojištěni. Při výměře samotné vycházíme z předpokladu, že je možno každému systému supponovati takovou konstrukci (buď faktickou, jako je tomu u zákonitého pojištění dělnického, pensijního i hornického, anebo fiktivní, jako u většiny náhradních ústavů pensijních), že důchod se skládá z určité základní části a z části závisející na průběhu pojištění. Výsledný důchod byl by konstruován tak, že by se skládal z určitého základu a z částek zvyšovacích. Základ byl by stanoven zásadně podle výměry platné u posledního nositele pojištění. Při tom však jestliže by se v průběhu pojištění vyskytl nositel, u něhož by příslušela základní částka podstatně vyšší, byla by tato okolnost respektována tím způsobem, že by základ posledního nositele pojištění byl zvýšen o alikvotní část, jež by odpovídala poměru doby pojištění u tohoto vyššího nositele pojištění k průměrné době aktivity, která se u pojištěnců této kategorie vyskytá. Kdyby ovšem součet této alikvotní části a základní částky posledního nositele byl vyšší než zmíněná nejvyšší základní částka, příslušela by pouze tato částka. Zvyšovací částky rovnaly by se součtu zvyšovacích částek, které pojištěnec získal u všech nositelů pojištění dohromady. Jako konkrétní případ uvádíme: Pojištěnec získal u Ústřední sociální pojišťovny celkem 400 příspěvkových týdnů ve třídě C a 600 týdnů ve třídě D. U Všeobecného pensijního ústavu získal kromě toho 48 příspěvkových měsíců ve třídě 5. a 42 příspěvkových měsíců ve třídě 6. U pojištěnců Všeobecného pensijního ústavu jest možno předpokládati jako průměrnou dobu aktivity dobu asi 20 let, takže by ze základní částky Všeobecného pensijního ústavu



připadalo na jeden příspěvkový měsíc Kč 15.— jako alikvotní část základní částky.

Jestliže posledním nositelem pojištění byla Ústřední sociální pojišťovna, provede se výměra důchodu takto:

Základ důchodu u Ústřední sociální pojišťovny (základní částka a státní příspěvek) . . . . . Kč 1.050.—  
aliquotní část základní částky pensijního pojištění:  $90 \times 15$  . . . „ 1.350.—

zvyšovací částky získané u Ústřední sociální pojišťovny:

400 × 1.40	560.—	
600 × 1.75	1.050.—	„ 1.610.—

zvyšovací částky získané u Všeobecného pensijního ústavu:

48 × 20.—	960.—	
42 × 25.—	1.050.—	„ 2.010.—
Celkový důchod . . .		<u>Kč 6.020.—</u>

Jestliže byl posledním nositelem pojištění Všeobecný pensijní ústav, provede se výpočet takto:

základní částka pensijního pojištění . . . . .	Kč 3.600.—
zvyšovací částky získané u Všeobecného pensijního ústavu. . . „	2.010.—
zvyšovací částky získané u Ústřední sociální pojišťovny . . . „	1.610.—
Celkový důchod . . . . .	<u>Kč 7.220.—</u>

Již z těchto příkladů jest zřejmo, že důchody budou záviseti na tom, který nositel pojištění se vyskytne jako poslední a to jak vzhledem k výměře důchodu, tak vzhledem k přiznávání důchodu. Jest přirozené, že každá kolektivisace pravidel, která se dosud řídila zásadami individualistickými, povede k nesrovnalostem, někde zdánlivým, někde skutečným. Jak již bylo řečeno, byl v otázce převodů učiněn průlom do zásad individualistických konstrukcí převodních částek Ústřední sociální pojišťovny a to poprvé tím, že individuální nettoreservy jsou redukovány poměrem průměrné premie k individuální nettopremii příslušného „vstupního“ stáří. Důsledkem toho dochází u pojištěnců vyšších věkových skupin (a o ty jde zpravidla při přechodu z dělnického zaměstnání do stavu mistrů a podobných kategorií podrobených pensijnímu pojištění) k podstatné redukci individuální nettoreservy, takže by se mohlo hovořiti o poškozování pojištěnců přecházejících do pojištění pensijního. Tento stav mění, po případě komplikuje ještě novela zákona pensijního, která nutně povede k tomu, že také převodní částky pensijního pojištění budou přiblíženy zásadě kolektivistické a že při jejich výpočtu bude respektován náležitě poměr skutečné úhrady pocházející od dotyčného pojištěnce k úhradě, kterou by jeho individuální pojištění vyžadovalo.

Stejně by bylo možno uváděti, že někteří nositelé pojištění mohou být touto praví poškozeni v tom smyslu, že rozdíl mezi přijatými a vyplacenými úhradovými kapitály bude negativní a to tak, že by nebylo možno hledati důvod této pasivity v konstrukci pojištění u dotyčného nositele, a že by pak bylo nutno opatřiti úhradu tohoto pasiva z prostředků plynoucích z pojištění ostatních pojištěnců. Bude pak věci podrobného rozboru pojištěmatematických bilancí všech nositelů pojištění, aby bylo zjištěno, kde toto pasivum je neodůvodněno, a hledati cestu k finančnímu vyrovnání mezi všemi nositeli pojištění. Přesto ale možno prohlásiti, že rozdíly nedostoupí podstatnější výše a že velmi pravděpodobně budou vyváženy úsporou na administrativě.

V tomto krátkém náčrtu nebylo přirozeně možno zmíniti se o řešení nejrůznějších detailních otázek týkajících se zejména co největšího za-

bezpečení pojištěnců v případě, kdy nositelé pojištění mají velmi odchylné podmínky dávek (čekací doba, podmíněčnost vdovského důchodu, definice invalidity, podmínky pro starobní důchod atd.), nebo kde u některého z nositelů pojištění určitá dávka vůbec odpadá (na př. výbavné). Stejně bude nutno uvážit případnou unifikaci výměry odvozených dávek (pozůstalým a pod.) nebo respektování odchylek (sirotčí důchod v pensijním pojištění rovná se  $\frac{1}{4}$  a dělnickém  $\frac{1}{5}$  příslušného důchodu rodiče atd.). Zákon, kterým by byla otázka převodů jednotně řešena pro všechny nositele pojištění, musel by o těchto věcech obsahovat řadu podrobných ustanovení, jeho konstrukce však musí vycházeti ze zásady, že třeba bylo nutno na nejruznější detaily v zákoně poukázati, výsledek, t. j. administrativní praxe, musí býti naprosto jednoduchá.

Dr. Havlík Dr. Zelenka,.

**Cena za vědecké práce.** Z výnosu fondu zřízeného První českou vzájemnou pojišťovnou (zal. r. 1827) na počest desetiletého trvání republiky bude udělena koncem letošního roku čestná odměna 5000 Kč za vědeckou práci nebo za objev československého původu z oboru zdravotnictví a lékařství, národního hospodářství a pojistného práva, a to za práci jednu, nebo rozděleně za práce dvě. Rozhodnutí přísluší správní radě, která si případně vyžádá dobrozdání vědeckých pracovníků. Přihlášky k soutěži s dokladem o československé státní příslušnosti buďtež podány nejpozději do 30. listopadu t. r. správní radě jmenovaného ústavu v Praze II., Spálená ul. č. 24.

**Mezinárodní hygienická výstava v Drážďanech.** Tato výstava má podati názorný obraz o organisaci, provádění a úkolech zdravotnické péče. Jejím ústředním bodem je stále Hygienické museum, ale přes to, že materiál uložený v museu skýtá velmi instruktivní obraz o této materii, přece ještě se podařilo materiál tento rozšířiti velmi četnými speciálními expozicemi nejruznějších směrů, takže základní a také velmi četné detailní otázky hygieny a zdravotnictví jsou osvětleny až do nejzajímavějších podrobností. Výstava sama jest jak v části museální tak také v části výstavní skvěle organisována a má jistě vedle svého významu informativního a odborného nesporně velký účinek instruktivní a to zvláště v propagaci zdravotnických zásad do nejširších vrstev obyvatelstva.

Ve velmi četných expozicích vidíme, jak hluboko vniklo do veřejné organisace zdravotnictví i do soukromého života pojištění a zejména ovšem pojištění sociální, které samo ostatně má největší zájem na zvýšení zdravotní úrovně svých chráněnců a zlepšení léčebných a preventivních metod a prostředků. Sociální pojištění německé samo reprezentuje se na výstavě samostatnou a po stránce propagační velmi dobře organisovanou expozicí ve zvláštním paviloně. Kromě toho je mu zvláštní pozornost věnována také v separátní výstavě podávající podrobný přehled o vývoji a stavu zdravotnictví a o organisaci zdravotnické péče v Německu za posledních 100 let. Také v jiných expozicích setkáváme se velmi často s odkazy na činnost a úkoly sociálního pojištění a to zvláště tam, kde jde o sanatoria, ozdravnou a zejména úrazovou zábranu a propagaci hygieny práce.

S pojištěním soukromým setkáváme se jednak v akvizičních stáncích Versicherungsanstalt der sächsischen Sparkassen a Öffentliche Versicherungsanstalt der Sächsischen Sparkassen, kde jsou k dispozici propagační letáčky, směřující zejména k získání osob, jež nepodléhají některému z odvětví sociálního pojištění, resp. jejichž pojištění neposkytuje vždy plně zabezpečení; Öffentliche Lebens- und Rentenversicherungsanstalt propaguje na př. životní pojištění mezi úřednictvem. Přirozeně se tu také vyskytají i letáky pohřebních spolků, založených na základě pojišťovacím. Zajímavá je expozice německé ústředny pro zdravotní službu životního pojištění, která zdůrazňuje zejména hygienu výživy, při čemž není zapomenuto ani na účinný propagační film a letáčky, z nichž budiž uvedena na př.

brožurka „Das richtige Kostmass“. V oboru soukromého pojištění jest pak se ještě zmíniti o letáku Svazu soukromých nemocenských pojišťoven, který propaguje nemocenské pojištění mezi osobami, jež nepodléhají povinnému pojištění nemocenskému. V letáku zdůrazňuje se hlavně svobodná volba lékaře. V pojišťovnách, náležejících tomuto svazu (12), jest podle udání v letáku pojištěno okrouhle 1,800.000 pojištěnců. V posledním roce vyplatily pojišťovny na dávkách okrouhle 75,000.000 Mk (= 600,000.000 Kč, což znamená průměr 330 Kč za jednoho pojištěnce).

O organizaci a bohatém materiálu výstavy sociálního pojištění německého je nutno se podrobněji zmíniti, ježto zde po prvé je souborně a metodicky nejširší veřejnost informována o účelu, úkolech a výsledcích všech odvětví sociálního pojištění jednoho státu. Ve vstupní halle jest podán přehled o nákladech na dávky poskytované jednotlivými nositeli pojištění v roce 1928, o jejich příjmech a o rozsahu pojištění. Zajímavý je zvláště přehled o stavu jmění jednotlivých nositelů pojištění v r. 1913, 1924 a 1928, z něhož zejména vysvitá katastrofální účinek poválečné deflace, která fondy nositelů pojištění téměř úplně zničila, takže jest nutno budovati znovu od základu. Pro zajímavost tohoto materiálu, vzhledem k jeho úplnosti podávám přehled v následující tabulce:

Stav v roce 1928	Pojištění					
	nemocenské	inval. a starob.	pensijní	úrazové	proti nezaměstn.	bratrské
<b>Příjem:</b>						
od pojištěnců	1.270	538	159	—	412	133
od zaměstnavatelů	630	538	159	377	412	89
od státu	30	320	—	—	—	—
z jiných pramenů	39	126	72	12	28	8
celkem	1.969	1.522	399	389	852	230
Vydání na dávky	1.728	1.070	106	400*)	857	216
<b>Jmění:</b>						
v r. 1913	386	2.105	137	607	—	—
v r. 1924	235	330	178	157	—	53
v r. 1929	701	1.278	1.001	363	—	96
Počet pojištěnců v mil.**)	22	18	3	23	17	<sup>3</sup> / <sub>4</sub>

Z menších detailů budiž pak uvedeno, že nositelé sociálního pojištění mají celkem 433 ozdravoven a léčeben s více než 30.000 lůžky (nejvíce v invalidním a nemocenském pojištění).

Druhý sál je věnován nemocenskému pojištění s heslem: „Nemocenské pojištění léčí nemocného, pečuje o matku a děti, podporuje neschopného a slouží zdravotní péči“. Expositice pak sama názorně ukazuje na účel a metody zuboléčebné péče na léčení lázeňské a na péči o děti. Jest tu i znázorněno podrobně rozdělení vydání v nemocenském pojištění podle jednotlivých druhů dávek a kromě toho umístěn projekční aparát s propagačními světelnými obrazy.

(Pokračování.) Dr. Havlík.

\*) V tom vydání na úrazovou zábranu 86 mil. Mk.

\*\*\*) Všech výdělečně činných 38 mil.