LITERATURA.

Renato Taucer: **Sulla teoria dei gruppi.**

Je to sdělení, které p. Renato Taucer z Terstu přednesl na mezinárodním sjezdu matematiků v Bologni v sekci pro aplikovanou matematiku. Autor, zřejmě pod vlivem prací p. prof. Dra Schoenbauma o užití integrálních a integrodiferenciálních rovnic v matematické statistice, zabývá se uzavřeným kolektivem Γ osob, které mají charakteristický znak i ($i = 1, 2, 3, \dots n$). Kolektiv se mění tak, že osoby buď nabývají místo znaku i jiného, nebo umírají. Můžeme pak jej rozložiti na n skupin Γ_i, ve kterých jsou osoby se znakem i. Budiž Γ_1 taková skupina, že všechny osoby kolektivu Γ ve věku x_0 přináležejí do Γ_1. Označme dále $l_i(x)$ počet osob ve stáří x v Γ_i, $\mu_i(x)$ intensitu úmrtnosti v Γ_i, $a_{ij}(x)$ intensitu přímého přechodu z Γ_i do Γ_j, $\beta_i(x)$ pak úhrnnou intensitu opouštění Γ_i. Pro poslední podle teorému Karupova platí

$$\beta_i(x) = \mu_i(x) + \sum_{r=0}^{n} a_{ir}(x). \qquad a_{ii}(x) = 0).$$

Všechny tyto funkce jsou spojité, konečné a kladné. Pravděpodobnost, že osoba věku ξ z Γ_i neopustí Γ_i v intervalu časovém $\xi - x$, jest

$$p_{ii}(\xi, x) = e^{-\int_{\xi}^{x} \beta_i(z) dz}.$$

Autor nabývá pro $l_i(x)$ této soustavy integrálních rovnic Volterrových 2. druhu:

$$l_1(x) = l_1(x)\, p_{11}^{(0)}(x, x) + \sum_{r=2}^{n} \int_{x_0}^{x} a_{r1}(\xi)\, p_{11}^{(0)}(\xi, x)\, l_r(\xi)\, d\xi,$$

$$l_i(x) = \sum_{r=1}^{n} \int_{x_0}^{x} a_{ri}(\xi)\, p_{ii}^{(0)}(\xi, x)\, l_r(\xi)\, d\xi \quad (i = 2, 3, \dots n).$$

Pro iterovaná jádra tohoto systému $K_{ir}^{(s)}(x, \xi)$, jež jsou dána rekurentním vzorcem

$$K_{ir}^{(s+1)}(x, \xi) = \sum_{j=1}^{n} \int_{\xi}^{x} K_{ij}^{(k)}(x, \eta)\, K_{jr}^{(s+1-k)}(\eta, \xi)\, d\eta,$$

$$K_{ir}^{(1)}(x, \xi) = K_{ir}(x, \xi) = a_{ri}(\xi)\, p_{ii}^{(0)}(\xi, x),$$

odvozuje autor zajímavý vzorec, totiž

$$K_{ir}^{(s+1)}(x, \xi) = \sum_{j=1}^{n} a_{rj}(\xi)\, p_{ji}^{(s)}(\xi, x),$$

kde p_{ji}^{s} znamená relativní pravděpodobnost, že osoba, jež ve věku ξ byla v Γ_j, projde v čase $\xi - x$ s různými skupinami, z nichž prvých $s - 1$ jest libovolných, poslední pak pevná Γ_i. Pro tyto pravděpodobnosti platí rekurentní formule

$$p_{ji}^{(s)}(\xi, x) = \sum_{h=1}^{n} \int_{\xi}^{x} p_{jh}^{(k)}(\xi, \eta) \sum_{r=1}^{n} a_{hr}(\eta)\, p_{ri}^{(s-k-1)}(\eta, x)\, d\eta$$

$$k = 0, 1, \dots s - 1.$$

Dále zavádí autor pravděpodobnost

$$p_{ii}^{(t)}(\xi, x) = \sum_{s=0}^{t} p_{ji}^{(s)}(\xi, x),$$

že osoba, jež ve věku ξ náležela do Γ_j, projde v intervalu časovém $\xi - x$ nejvýše t skupinami, z nichž poslední je Γ_i. Lze dokázati, že existuje limita

$$p_{ji}(\xi, x) = \lim_{t=\infty} p_{ji}^{(t)}(\xi, x).$$

$p_{ij}(\xi, x)$ jest, jak patrno, pravděpodobnost, že osoba, jež ve věku ξ byla v Γ_i, bude ve věku x náležeti do Γ_i.

Užitím uvedených pojmů dostává autor tento výsledek:

$$l_1(x) = l_1(x_0)\, p_{11}(x_0, x),$$
$$l_i(x) = l_1(x_0)\, p_{ii}(x_0, x), \qquad (i = 2, 3, \ldots r.)$$

čímž problém jest rozřešen.

Jak patrno, jest tato pozoruhodná práce novým důkazem, že problémy matematické statiky vedou na integrální rovnice Volterrovy; je to další krok na cestě, kterou nastoupil prof. Dr. Schoenbaum. Díky ochotě p. Taucra, který mi dal laskavě opis svého referátu, mohu seznámiti naše čtenáře s jeho výsledky, dříve než se jich dočtou v aktech kongresu.

Josef Korous.

Josef Fuhrich: **Bemerkungen zum Artikel „Application of Bessel coefficients in approximative expressing of collectives“ von Dr. L. Truksa** (Akt. Vědy 1.)

Der erwähnte Artikel behandelt die Anwendung der Poissonschen Funktion $\psi(m, x) = \frac{e^{-m}\, m^x}{x!}$ auf die approximative Darstellung von Verteilungen in der Weise, dass in dem der Methode der kleinsten Quadrate entsprechenden Ansatz

$$\sum_0^\infty \{y_x - \psi(m, x)\,[a_0 K_0(m, x) + a_1 K_1(m, x) + \ldots]\}^2 = \text{Minimum}$$

die Polynome K_i vom Grade i der Orthogonalitätsbedingung unterworfen werden. Der Autor zeigt, dass sich unter diesen Voraussetzungen die in den Polynomen K_i auftretenden Konstanten durch die Besselschen Funktionen erster Art mit imaginärem Argument rational ausdrücken lassen.

Vergleicht man diese mathematisch interessante Darstellung mit der Entwicklung von Charlier, in der die K_i so gewählt sind, dass $K_i \psi = \Delta^i \psi$ und nach der Momentenmethode $a_0 = 1$ ist und ausserdem $a_1 = 0$ wird, wenn man für m das arithmetische Mittel der y_x wählt, so ergibt sich als wesentlicher Unterschied, dass zwar die Relation $\Sigma\{y_x - \psi(a_0 K_0 + a_1 K_1 + \ldots)\} = 0$ in beiden Fällen gilt, während die bei der Charlierschen Entwicklung hinzutretenden, nämlich $\Sigma a_0 K_0 \psi = 1$, $\Sigma K_i \psi = 0$ $(i > 0)$ hier nicht mehr erfüllt sind. Das hat zur Folge, dass die über die Funktionswerte erstreckte Summe nicht mehr gleich sein wird der Summe der Beobachtungswerte, wenn man die Entwicklung bei einem bestimmten Gliede K_j abbricht, es sei denn, dass $a_i = 0$ wäre für alle Werte von $i > j$. Gegenstand der Approximation ist also nicht nur wie bei Charlier die Verteilung innerhalb des Kollektivs, sondern auch der Wertevorrat selbst. Dem durch die Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate erzielten Vorteil in bezug auf die Beträge der Abweichungen der gerechneten von den empirischen Werten wird also im konkreten Falle der Nachteil gegenüberstehen, dass die Summe dieser Abweichungen nicht verschwindet, der Umfang des Kollektivs also eine Veränderung erfährt.

Diese Behauptung wird auch durch die in der erwähnten Abhandlung vorgeführten Beispiele in vollem Umfange bestätigt und zwar tritt der Nachteil der Verminderung des Wertevorrates nicht nur bei dem vom Autor selbst als ungünstig bezeichneten Beispiel hervor, sondern auch bei den beiden anderen.

Es ist in diesem Zusammenhange vielleicht von Interresse, auf die Ausführungen meines Artikels „Vereinfachte Berechnung der Konstanten bei den Frequenzfunktionen" (Berlin 1928) hinzuweisen, wo ich unter Beibehaltung der Charlierschen Entwicklung die Methode der kleinsten Quadrate zur Bestimmung der Koeffizienten a_i benütze und zwar in vereinfachter Form, indem ich nicht mit den Einzelwerten selbst operiere, sondern nur mit Summen derselben, erstreckt über die durch die Nullstellen der $\Delta^\nu \psi$ abgegrenzten Teilintervalle. Dass der von mir angestrebte Zweck, die Vorteile der Methode der kleinsten Quadrate mit denen der Momentenmethode zu verbinden, auch tatsächlich erreicht wird, ist auch an den von Herrn Dr. Truksa behandelten Beispielen zu erweisen. Ich lasse die Gegenüberstellung der Resultate folgen.

Es bedeuten die δ_x die Differenzen Beobachtung — Rechnung und zwar $\delta_x^{(1)}$ nach Truksa, $\delta_x^{(2)}$ nach den von mir erzielten Formeln.

I. $y_x = \psi - 2{\cdot}9711\ \Delta^2\psi$
II. $y_x = \psi - 0{\cdot}2672\ \Delta^2\psi$
III. $y_x = 105\ (\psi + 0{\cdot}774\ \Delta^2\psi)$

I.

x	$\delta_x^{(1)}$	$\Sigma\delta_x^{(1)}$	$\delta_x^{(2)}$	$\Sigma\delta_x^{(2)}$
0	0	0	0	0
1	+1	+1	+1	+1
2	+4	+5	+3	+4
3	+8	+13	+5	+9
4	+8	+21	+4	+13
5	+4	+25	—2	+11
6	—4	+21	—9	+2
7	—9	+12	—10	—8
8	—5	+7	+2	—6
9	+4	+11	+9	+3
10	+9	+20	+13	+16
11	+5	+25	+7	+23
12	—4	+21	—4	+19
13	—8	+13	—11	+8
14	—7	+6	—11	—3
15	—1	+5	—6	—9
16	+4	+9	0	—9
17	+6	+15	+3	—6
18	+6	+21	+4	—2
19	+5	+26	+3	+1

II.

x	$\delta_x^{(1)}$	$\Sigma\delta_x^{(1)}$	$\delta_x^{(2)}$	$\Sigma\delta_x^{(2)}$
0	+6	+6	+5	+5
1	+4	+10	+2	+7
2	—4	+6	—5	+2
3	—2	+4	—3	—1
4	+3	+7	+4	+3
5	+4	+11	+3	+6
6	—1	+10	—3	+3
7	—3	+7	—6	—3
8	—2	+5	—4	—7
9	+1	+6	0	—7
10	+3	+9	+2	—5
11	+2	+11	+2	—3
12	+1	+12	+2	—1
13	+1	+13	+1	0
14	0	+13	0	0

III.

x	$\delta_x^{(1)}$	$\Sigma\delta_x^{(1)}$	$\delta_x^{(2)}$	$\Sigma\delta_x^{(2)}$
0	+0·9	+0·9	+1·9	+1·9
1	—1·2	—0·3	—1·8	+0·1
2	+0·8	+0·5	+0·3	+0·4
3	+0·4	+0·9	+0·5	+0·9
4	—1·1	—0·2	—0·7	+0·2
5	—0·7	—0·9	—1·1	—0·9
6	+1·4	+0·5	+0·9	0·0
7	+0·5	+1·0	+0·1	+0·1
8	—0·5	+0·5	—0·7	—0·6
9	—0·2	+0·3	—0·2	—0·8
10	0·0	+0·3	—0·1	—0·9
11	+1·0	+1·3	+1·0	+0·1

H. Hennig: **Die Analyse von Wirtschaftskurven;** P. Lorenz: **Der Trend.**

Obě pojednání, jež byla uveřejněna v berlínských „Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung" (Sonderheft 4 a 9), zabývají se převážně technikou přibližného vyjádření numericky daných funkcí polynomy na podkladě metody nejmenších čtverců. Sleduje v podstatě postup ruského statistika N. Četverikova obsažený v článku „O technice výpočtu parabolických křivek" (Otázky Konjunktury, Moskva 1926) a B. Jastremskyho v článku „O řetězové analyse statistických řad" (Věstník statistiky, Moskva 1925) vychází Hennig z této úlohy: Jest vyjádřiti přibližně funkci w z daných z hodnot polynomem

$$y_n = {}_nC_0 + {}_nC_1 x + \ldots + {}_nC_n x^n$$

stupně $n < z$, při čemž má býti splněna podmínka

$$\Sigma (w - y_n)^2 = \text{minimum}$$

charakterisující metodu nejmenších čtverců. Podmínka tato jest, jak známo, totožná v daném případě s podmínkou charakterisující metodu momentů

$$\Sigma x^i w = \Sigma x^i y_n \qquad i = 0, 1, \ldots n.$$

Koeficient ${}_nC_i$ lze vyjádřiti jako lineární funkci momentů m_i funkce w stupně 0-tého až i-tého:

$$_nC_i = \sum_{k=0}^{i} \beta_k \Sigma x^k w = \Sigma \beta_k m_k.$$

K výpočtu těchto momentů použito pak známé metody sumační spočívající v postupném nadčítání resp. sečítání hodnot w upravené zvláště pro lichý a zvláště pro sudý počet numericky daných hodnot. Momenty m_i lze vyjádřiti jako lineární funkce postupných součtů S_i. Výpočet koeficientů ${}_nC_i$ usnadněn jest tabulkou hodnot β_k, které závisí toliko na počtu z daných hodnot funkce. Tabulka obsahuje hodnoty $\beta_k(z)$ pro $k = 1, 2, 3, 4$, $z = 9, 10, 11, \ldots 100$. Výpočet zůstává i pak dosti obtížným, nač poukazuje též P. Lorenz v pojednání výše uvedeném, kdež na str. 7. praví: „Die Berechnung namentlich der Parabeln höheren Grades bleibt trotz der verdienstvollen Vereinfachung, die der russische Statistiker Tschetwerikoff gezeigt hat, immer noch recht mühsam".

Budiž upozorněno při této příležitosti na jistou modifikaci postupu Četverikova, která v mnohém směru může přispěti k zjednodušení výpočtů. Použijeme-li totiž na př. místo polynomu y_n polynom

$$\eta_n = {}_n\gamma_0 + {}_n\gamma_1 x + {}_n\gamma_2 x(x+1) + \ldots + {}_n\gamma_n x(x+1)\ldots(x+n-1)$$

a nahradíme-li momenty m_i faktorielními momenty

$$\mu_i = \Sigma\, x(x+1)\ldots(x+i-1)\, w$$

obdržíme velmi jednoduchý vztah mezi momenty μ_i a postupnými součty S_i funkce. Při jednoduchém schematu součtovém

$$_z\sigma_0 = \sum_{x=1}^{z} w(x), \qquad _z\sigma_1 = \sum zw, \qquad _z\sigma_2 = \sum \frac{z(z+1)}{2} w, \ldots$$

závisí moment μ_i toliko na součtu σ_i, kdežto analogický moment m_i jest lineární funkcí součtů $\sigma_1, \sigma_2 \ldots \sigma_i$. Vhodnou volbou tvaru funkce η_n lze tohoto zjednodušení docíliti i při summačních schematech, u nichž počátek zvolíme uprostřed dané řady hodnot.

Z dalšího obsahu pojednání Hennigova budiž uvedena zejména pozoruhodná aplikace polynomů y_n při výpočtu korrelačního koeficientu doplněná několika podrobně vypočtenými příklady ze statistiky indexních čísel.

Odchylně od postupu výše uvedeného řeší úlohu o přibližném vyjádření numericky dané funkce polynomem y_n stupně n podle metody nejmenších čtverců P. Lorenz. Uchyluje se k cestě nastoupené Čebyševem, P. Gramem, Ch. Jordanem a jinými autory, kteří vyjadřují polynom

$$y_n = \sum_{i=0}^{n} a_i P_i(x)$$

řadou ortogonálních polynomů splňujících podmínku

$$\Sigma P_i P_k = 0 \qquad i \gtrless k.$$

Značná výhoda spočívá při tomto vyjádření v okolnosti, že přechod od paraboly y_n k parabole y_{n+1} vyžaduje toliko připojení dalšího členu $a_{n+1} P_{n+1}(x)$ příslušné řady. K usnadnění praktického použití připojeny jsou obšírné tabulky jednak hodnot polynomů $P_i(x)$ pro $i = 1, 2, 3, 4, 5$ a různá x, jednak pomocných hodnot ku výpočtu koeficientů a_i, které jsou opět lineárními funkcemi momentů $m_i = \Sigma x^i w$.

Velmi zajímavou jest aplikace polynomů $P_i(x)$ při výpočtu korelace dvou nebo více empirických řad resp. příslušných přibližných parabol. K pojednání přiloženy jsou též tabulky umožňující snadný přechod od vyjádření řadou polynomů k vyjádření podle mocnin x

$$\sum_i a_i P_i(x) = [a_0 + a_2 P_2(0)] + [a_1 P'_1(0) + a_3 P'_3(0)]x + \frac{a_2}{2} P'_2(0) x^2 + \ldots$$

Obě pojednání jsou po stránce matematické celkem lehko přístupná.

Dr. *Truksa.*

J o s e f R i e d l: **Die Bewegungen des Zinsfusses vor und nach dem Weltkriege und ihre finanzielle Auswirkung in der Lebensversicherung samt einer Methode zur Berechnung von Praemien mit variablem Zinsfuss.** (Wien 1928, vlastním nákladem.)

Kniha přináší některé zajímavé postřehy o dosavadním vývoji úrokové míry i o pravděpodobném vývoji příštím. Hlavním výsledkem šetření autorova tu je v prvé řadě fakt že efektivní úroková míra před válkou se u životních pojišťoven vyvíjela dosti pomalu avšak linií s e s t u p n o u (od r. 1880 do r. 1910 s 5% na 4½%) a dále že úroková míra za války a ještě i po válce sice dosáhla značné výše 6% — důsledkem velké potřeby hotovostí za války i pro rekonstrukce po válce — že však lze očekávati postupný pokles její během 10—20 let. Autor také upozorňuje, jak značně se změnil způsob uložení peněz soukromých pojišťoven: Kdežto dříve byla (u němec. pojišťoven) značně převažující část jmění (přes 80%) uložena v hypotekách a z ostatku 7—8% v půjčkách na pojistky a jen 2—3% v cenných papírech, po válce uvolněním ukládacích norem změnil se stav tak, že jistiny uložené v hypotekách klesly na 54% a v půjčkách na pojistky na 3%; za to stouply jistiny uložené v nemovitostech na 26% a v cenných papírech na 12%. Ještě markantnější je nyní obrat u pojišťoven anglických, které v roce 1924 dosáhly 76% uložených jistin v cenných papírech.

Vzhledem k tomu, že soukromé pojišťovny zakládají dosud své pojistně-matematické propočty většinou na úrokové míře 4%, znamená tento vzestup úrokové míry pro pojišťovny dočasné mimořádné zisky. Tyto zisky sice mohou sloužiti k odstranění ztrát, jež vznikly pojišťovnám důsledkem inflace a nepravidelného peněžního obchodu za války a krátce po válce, avšak přece jest uvážiti, do jaké míry by měly vésti ke snížení pojistného u těch pojištěnců, z jejichž pojistného se získávají.

Přesné řešení problému pojistného při proměnlivé úrokové míře vede ovšem k velmi komplikovaným formulím. Autor pokouší se dojíti k formulím jednodušším, tím způsobem, že hledá vhodné rozvoje v řady pro výraz

$$\frac{1}{r_1 \cdot r_2 \cdot \ldots \cdot r_n}$$

K tomu činí o budoucím vývoji úročitelů tři různé konkretní předpoklady a dochází k číselnému určení příslušných konstant rozvojů zkrácených na formule jednak pouze lineární a jednak kvadratické.

Pro jednotlivé formy životního pojištění uvádí pak přímo výsledky výpočtů, z nichž plyne, že oproti pojistnému vypočtenému při 4% úrokové míře mělo by nastoupiti snížení až 10%.

Formule Riedlovy jsou — vzhledem ke složitosti problému — skutečně velmi jednoduché a přes zkrácení rozvojů, znamenají co největší přiblížení ke skutečnosti. Formule ty, resp. konkrétní konstanty ovšem platí pro pojistky uzavřené na počátku éry určitého vývoje úrokové míry, kdežto pro pojistky později uzavírané, jakož i pro pojistky již dříve uzavřené bylo by nutno v některých případech změniti formule a v některých aspoň vypočítati pro jednotlivé kalendářní roky nové konstanty. Jest si ovšem také uvědomiti, že by pak bylo pojistné pro jednotlivé skupiny pojištěnců při stejném druhu pojištění různé. To arci není v běžném obchodu pojišťovacím možné; byly by tedy kompromisy nutné. Kromě toho upozorňuje autor, že také ostatní složky hrubého pojistného se po válce značně změnily (správní náklady, akvisiční výlohy, zisk ze storna). Autor ohlašuje další práci o těchto změnách a jejich vlivu na pojistné.

Práce Riedlova týká se tedy, jak z tohoto resumé zřejmo, důležitého a aktuelního thematu a podává prakticky schůdné řešení otázky výpočtu ryzího pojistného při proměnlivé úrokové míře. *V. Havlík.*

Dr. W. P r y l l: **Ergebnisse der Statistik der Allgemeinen Ortskrankenkasse der Stadt Berlin über das Jahr 1927 (Berlin 1928).**

Zpráva nemocenské pojišťovny berlínské za rok 1927 zasluhuje v několika směrech pozornosti jak co do svých výsledků, tak také co do pracovních metod, jimiž statistika tato byla provedena. Zpráva všímá si hlavně momentů zdravotnických a stane se jistě po této stránce téměř klasickým příkladem takovýchto prací. Zpráva přesto, že je velmi obsáhlá a doložena úplným a podrobným číferným materiálem, odkazuje přece po stránce vědecké na pozdější zpracování ve zvláštním pojednání. V úvodu zdůrazňuje se účel této práce a to účel, který by měl býti účelem všech podobných prací sociálně pojišťovacích ústavů: Jde nejen o shromáždění co nejobsáhlejšího číselného materiálu o průběhu jednotlivých zjevů v minulosti, nýbrž i o odvození příčin těchto zjevů a jejich průběhu podrobným rozborem výsledků a reprodukování v takové formě, aby se toto šetření mohlo státi směrnicí pro praksi v budoucnosti.

Podstatným znakem statistických prací berlínské pojišťovny jest, že byly prováděny na statistických strojích. Zpráva uvádí zde zejména porovnání peněžních nákladů na zpracování manuelní (13.270 M) a na zpracování pomocí statistických strojů (4.650 M) u statistiky případů spojených s pracovní nezpůsobilostí.

K ujasnění, o jak rozsáhlý materiál jde, budiž upozorněno, že průměrný stav členů nemocenské pojišťovny berlínské v roce 1927 činil 473.000; dále jest zajímavo, že ženy zaujímají dosud v počtu členů pojišťovny většinu: počet žen jest 55%, počet mužů 45%.

Z výsledků vlastní statistiky nemocenské jest na tomto místě uvésti: průměrný denní stav nemocných u nemocenské pojišťovny berlínské 5.27%, relativní počet případů onemocnění 66.68%, průměrné trvání jednoho případu pracovní nezpůsobilosti 26.75 dní a konečně morbidita 17.97 dní (14.58 u mužů, 20.75 u žen). Zpráva obsahuje též rozdělení relativní četnosti případů onemocnění podle stáří pojištěnců; ježto však pro rok 1927 nebylo možno konstruovati rozdělení členů podle stáří, nebylo možno také k této tabulce opatřiti jako doplněk tabulku morbidity diferencované podle stáří.

Dále obsahuje zpráva velmi podrobný materiál o rozdělení případů onemocnění spojených s pracovní nezpůsobilostí podle druhů chorob a to jednak ve stručném přehledu (15 skupin chorob) a jednak podle velmi detailovaného seznamu, obsahujícího přes 200 jednotlivých titulů. Přes toto veliké diferencování vyskytují se však přece choroby, které nad ostatní velmi převažují svým četným vyskytováním. V první řadě jde ovšem o epidemii chřipkovou, která se vyskytla u mužů v 13.7% a u žen v 13.6% všech případů. Z dalších nemocí u mužů převažuje svalový rheumatismus (8.6%), pohmoždění (4.9%), neurastenie, nervosa a pod. (4.8%) bronchitis (4.7%), ostatní zranění vnější (3.6%) a konečně tuberkulosa plic (3.6%). U žen jest tento postup: neurastenie a nervosa (6.2%), svalový rheumatismus (5.9%), angina a pod. (4.6%), chudokrevnost (4.2%), bronchitis (3.7%), potrat (3.2%), neuralgie (2.9%) a tuberkulosa plic (2.9%).

Z tohoto přehledu vysvítá, jak značnou převahu nabývají i před tuberkulosou i nemoci jiné, na př. rheumatismus. Zde také lze čerpati směrnice pro praxi individuelní léčebné péče.

Pro pojistného matematika měly by ovšem tyto cifry svůj význam teprve tehdy, kdyby byly členěny podle stáří a kdyby je bylo možno uvésti v souvislost s morbiditou členěnou dle stáří a s frekvencí invalidity podle stáří a příčin invalidity.

Analogické přehledy a příslušný materiál obsahuje zpráva o případech pobytu v nemocnici, o léčení v ozdravovnách, sanatoriích a lázních. Zde vesměs jest na základě výsledků provedena kritika agendy pro příští praxi.

Velmi obsáhlou částí zprávy jest podrobný referát o zdravotnické péči pojišťovny. Tato péče nespokojuje se ovšem pouhým provedením léčebného řízení z prostředků pojišťovny, nýbrž je vedena hlavně snahou předati členy do ošetřování a péče jiných, hlavně veřejných a odborných institucí. Tento způsob zdravotnické péče pojišťovny se stále rozvíjí, třeba že snad místy naráží na obtíže způsobené nevšímavostí členstva, nebo dokonce nepochopením u příslušných úřadů. Byla to hlavně: péče o tuberkulosní členy, péče o těhotné, o kojence, o děti, léčení opilství, pohlavních chorob a j. Podstatnou složkou pak byla péče bytová, směřující buď k opatření nebo výměně bytu nemocným členům, anebo aspoň k takové rekonstrukci bytu, aby odpovídal zdravotním požadavkům.

Z tohoto stručného výpisu obsahu zprávy, jejímž autorem jest šéflékař pojišťovny Dr. W. Pryll, jest zřejmo, že jde o zprávu, která jest zajímavá nejen se stanoviska odborného, ježto obsahuje velmi cenný materiál, nýbrž i se stanoviska všeobecného, ježto obsahuje skutečně vzornou zprávu o činnosti pojišťovny, která zároveň může sloužiti za programový referát o úkolech sociálně-pojišťovacích ústavů. *V. Havlík.*

ZPRÁVY.

Devátý mezinárodní kongres aktuárský bude se konati ve dnech 16.—20. června 1930 ve Stockholmu. Předmětem jednání kongresu budou tyto otázky:

A. Problém rozdělení zisku: Do jaké míry je možno a účelno rozdělení přebytku přizpůsobiti kolísání úrokové míry, úmrtnosti a správních nákladů? Jest nutno respektovati vliv odpadu pojistek a jak jest pak provésti rozdělení přebytků?

B. Otázka účasti neb neúčasti na zisku: Jest možno životní pojištění bez účasti na zisku organisovati tak, aby bylo právě tak výhodné, nebo snad ještě výhodnější než pojištění s účastí na zisku?

C. Pojištění risika a pojištění spoření: Co jest příčinou přechodu od doživotního ke smíšenému pojištění a jaký bude patrně další vývoj? Co činiti k propagaci vhodných způsobů pojištění?

D. Problém risika: Lze pro praxi životního pojištění očekávati skutečný užitek z teorického prozkoumání matematického risika a podobných problémů? Nepostačují obvyklé metody zajištění a tvoření bezpečnostních záloh k vyloučení škodlivého vlivu kolísání úmrtnosti?

E. Vyšetření tuberkulosy: Jest požadováno, aby byla prozkoumána