

Aktuárské vědy

Zprávy

Aktuárské vědy, Vol. 3 (1932), No. 1, 42–48

Persistent URL: <http://dml.cz/dmlcz/144565>

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>

náklady. Autor blíže ukazuje, jaké výhody tato metoda skýtá a vřele se za ni přimlouvá. — Velmi živá rozprava — připomínám jen výhody A. H. Shrewburyho, která svědčí o tom, že otázka Eldertonem znovu rozvinutá je sice vlděným, ale těžko uspokojivě řešitelným problémem i nejlepším aktuárům.

Notes on the Life Table and the Limit of Life; Dr. J. F. Steffenson. Je to pokračování v diskusi s G. J. Lidstonem o významu ω , po které $l_\omega = 0$. Steffenson obhajuje svůj názor o neexistenci ω pro l_x jako spojitou funkci udávající pravděpodobnost dožití věku x , a upozorňuje na rozdíl této funkce a funkce L_x udávající rozpad pozorovaného kolektivu.

Mortality Tables giving the same Policy Values; Dr. S. Dumas. Doplnjuje teorem, který uvádí Textbook, tak, aby měl skutečný praktický význam, a ukazuje, že pro konečný věk v tabulkách musí býti učiněna výjimka.

The Geometrical Mean; Dr. J. F. Steffenson. Nový, velmi elegantní důkaz vědy, že geometrický průměr n čísel je vždy menší než průměr aritmetický.

Formulae for Approximate Valuation. A. Comparison. A. W. Joseph. Při aproximačních metodách jde pravidelně o rychlý výpočet $\Sigma \omega_x f(x)$; různé formule zde používané — Henryho, Ketchingtnovu, Trachtenbergovu, Kingovu, lze snadno odvoditi specialisací z obecné formule odvozené za předpokladu, že je možno klásti $f(x) = a + \beta x + \gamma x^2$.

On the Substitution of a Term Certain for an Age — Status with particular reference to an Approximate Method of calculating Last-Survivor Annuities on three or four Lives. A. W. Evans. Autor odvozuje novou metodu, jak urychlit výpočet hodnot $axyz$ a pod. pomocí aproximačních formulí a hodnot důchodů jistých.

A. Z.

ZPRÁVY.

Poznámka k teorii korelace. Kapitola o korelaci bývá, ač jest velmi důležitá, ve statistických příručkách jednou z nejtemnějších. Ve svých přednáškách podávám ji asi takto:

Budiž pravděpodobnost zjevu x naznačena symbolem $\langle x \rangle$ a hodnota minimálního risika symbolem $\{x\}$. Pak platí rovnice:

$$\langle x \rangle = x(x).^*)$$

Znamenejme dále symbolem $\langle y/x \rangle$ pravděpodobnost zjevu y podmíněnou zjevem x a podobně $\langle y/x \rangle$ hodnotu minimálního risika zjevu y podmíněnou hodnotou x . Položíme-li

$$\langle y/x \rangle = f(x),$$

pak mluvíme o stochastické souvislosti. Je-li však

$$\langle y/x \rangle = F(x),$$

pak mluvíme o korelační závislosti, čímž oba pojmy jsou dostatečně definovány. Vezmeme nyní v úvahu dva nejjednodušší případy

$$\langle y/x \rangle = Ax + B,$$

$$\langle x/y \rangle = ay + b.$$

*) Viz V. Láska: Počet pravděpodobnosti.

Je-li μ neurčitý násobek, plyne z obou posledních rovnic

$$\{y/x\} + \mu \{x/y\} = Ax + a\mu y + B + \mu b.$$

Položme

$$\mu = -\{y/x\} : \{x/y\} = \text{konstantě},$$

bude

$$Ax + \mu ay + B + \mu b = 0.$$

Zde máme očividně lineární závislost mezi y a x . Kdybychom položili

$$\mu = x \text{ resp. } \mu = y,$$

obdrželi bychom rovnice

$$(A + b)x + ayx + B = 0,$$

$$ay^2 + Ax + by + B = 0,$$

jež znamenají hyperbolickou, resp. parabolickou závislost mezi x a y . Jak dospěti k všeobecné funkční závislosti jest na bílé dni.

Zde zavedená hodnota μ ve skutečnosti vlastně $\{\mu\}$ jest svojí disperzí T_μ zřejmě nejlepší, neboť logickou (ve smyslu klasického počtu pravděpodobnosti) měrou těsnosti korelace mezi zjevy x a y . Dr. Václav Láška.

Nemocenské pojištění ve Velké Británii. V. č. 303. Journal of the Institute of Actuaries uveřejnil A. W. Watson pod titulem „The Analysis of Sickness Experience“ delší studii o anglickém nemocenském a invalidním pojištění. (National Health Insurance.) Článek obsahuje velmi cenná statistická data, která mají význam i pro posouzení příčin dnešního stavu našeho nemocenského pojištění. Považuji proto za účelné reprodukovati zde hlavní výsledky, aby tak byly zpřístupněny naší odborné veřejnosti.

Při aplikaci na naše poměry je ovšem nutno míti na zřeteli, čím liší se anglické pojištění od našeho. Rozdíly jsou značné, a to jak co do okruhu osob pojištěných, tak i co do podmínek i výše dávek; stejně tak organizačně liší se anglické pojištění od našeho.

Pojistné povinnosti podléhají osoby od 16 do 65 let¹⁾ zaměstnané na základě služebního nebo učňovského poměru, avšak osoby převážně duševně pracující s větším ročním příjmem než 250 L jsou z ní vyňaty. Dále vyňaty jsou ještě jiné skupiny osob, jako zaměstnanci veřejnoprávních zaměstnavatelů za určitých podmínek; určité skupiny vyňaty jsou obligatorně, jiné jen fakultativně, totiž za předpokladu, že o to ten který pojištěnec požádá. Předmětem pojištění je poskytnutí lékařské pomoci a léčiv (medical benefit), nemocenské (sickness benefit), invalidní důchod (disablement benefit), podpora v mateřství (maternity benefit), v určitých případech ústavní ošetření (sanatorium benefit), po případě jiné dávky (additional benefits). Nemocenské poskytuje se po dobu neschopnosti práce, a to od 4. dne po dobu 26 týdnů v týdenní výši pro muže 15 s., pro ženy 12 s.; nezískal-li však pojištěnec ještě čekací dobu 104 příspěvkových týdnů, vyplácí se podpora toliko snížená a sice týdně u mužů 9 s., u žen 7 s. 6 d. Trvá-li neschopnost k práci déle než 26 týdnů a získal-li pojištěnec čekací dobu, mění se nemocenské v invalidní důchod, který se vyměřuje polovinou nemocenského a činí tedy u mužů 7 s. 6 d. a u žen 6 s. týdně. Nemocenské i důchod invalidní poskytují se nejvýše do dosažení 65. roku,²⁾ neboť při dosažení tohoto věku má pojištěnec nárok na starobní důchod podle „Widows' Orphans' and Old Age Contributory Pensions Act z. r. 1925“ (Týdenní příspěvky jsou³⁾ pro muže 9 d. pro ženy 8,5 d., z čehož připadá na zaměstnavatele 4,5 d., na zaměstnance

¹⁾ Do 2. 1. 1928 osoby od 16 do 70 let.

²⁾ Před 2. 1. 1928 do 70 roku.

³⁾ Před 2. 1. 1928 10 d. pro muže a 9 d. pro ženy.

muže 4,5 d. na zaměstnance ženu 4 d. Důležité na rozdíl od našich poměrů je, že ani výše příspěvků, ani výše dávek vůbec nezávisí na mzdě.

Vydání na dávkách v anglickém nemocenském pojištění neustále roste, právě tak jak je tomu v nemocenském pojištění ve všech kontinentálních státech. Nedošlo-li dosud v Anglii k finanční krizi nemocenského pojištění, stalo se tak proto, že výpočty byly provedeny velmi opatrně a počítaly se značnými rezervami. K finanční krizi, jakou vidíme v nemocenském pojištění států středoevropských, nemohlo dojíti již také z toho důvodu, že nemocenské pojištění v Anglii je spíato s pojištěním invalidním i co se úhrady týče, takže nositelé pojištění mají nashromážděny poměrně značné rezervy; neustálé zvyšování nákladů nutí ale k opatrnosti a ke zkoumání jeho příčin. Autor uvádí výsledky statistiky, ovšem ne statisticky úplné zahrnující všechny pojištěnce, nýbrž toliko některých uznaných poklad, avšak zvolených tak, aby pokud možno výstižně reprezentovaly celý soubor pojištěnců, (Sample Experience). Uzané pokladny, na které se statistika vztahuje, měly asi 219.000 mužů, 172.000 neprovdaných žen a 64.000 provdaných žen. Výsledky pro pětkové věkové skupiny za léta 1921—1924 rozděleny jsou do tří skupin, z nichž prvá obsahuje muže, druhá neprovdané ženy a třetí provdané ženy, při čemž v neprovdaných ženách jsou zahrnuty také ženy ovdovělé.

Tabulka č. 1. Průměrný počet podpůrčích týdnů během roku.

Věk dosažený 1. ledna	muži			neprovdané ženy			provdané ženy		
	1921	1924	1927	1921	1924	1927	1921	1924	1927
16—19	0.51	0.72	0.77	0.61	0.89	1.00	3.33	5.06	5.98
20—24	0.56	0.67	0.77	0.68	0.98	1.15	1.83	3.04	3.85
25—29	0.57	0.67	0.74	0.68	0.96	1.10	1.30	2.48	2.97
30—34	0.59	0.72	0.79	0.69	1.03	1.12	1.13	2.24	2.75
35—39	0.59	0.77	0.85	0.71	1.02	1.13	1.26	2.09	2.53
40—44	0.64	0.86	0.95	0.80	1.20	1.27	1.18	2.18	2.45
45—49	0.72	1.00	1.09	0.89	1.37	1.38	1.27	2.24	2.57
50—54	0.91	1.17	1.33	1.00	1.44	1.63	1.46	2.28	2.64
55—59	1.25	1.52	1.62	1.20	1.64	1.77	1.67	2.31	2.43
60—64	1.66	1.97	2.15	1.40	1.94	2.19	2.18	2.80	2.89
65—69	2.25	2.58	3.04	1.85	2.35	2.75	2.66	3.26	3.08

Tabulka č. 1 udává průměrný počet odškodněných týdnů připadajících ročně na jednoho pojištěnce. Z této tabulky zásadní důležitosti plynou ihned nejdůležitější poznatky. Nepřekvapuje nijak známý fakt, že počet odškodněných týdnů stoupá s věkem; podstatné ale je, že morbiditní čísla jeví od roku 1921 do roku 1927 vzestup ve všech věkových skupinách. Zhoršení průměrné morbidity u nás odůvodňuje se vždy nejpříznivějším věkovým složením souboru pojištěnců. Tyto výsledky ale ukazují, že vedle tohoto faktoru působí zde i přímé zhoršení morbidity jednotlivých věkových skupin. Ze tyto zkušenosti anglické je možno aplikovati na poměry středoevropské a tedy i na naše, plyne na příklad z toho, že v podstatě stejné výsledky plynou z porovnání morbidity členů Allgemeine Ortskrankenkasse v Berlíně pro r. 1915 a 1926 (Soziale Medizin 1928, str. 124). Nápadný také je fakt, že nejen provdané ženy, ale i neprovdané znamenají daleko horší riziko pro nositele pojištění v důsledku vyšších čísel morbiditních. Zvláště pak důležitá je okolnost, že provdané ženy znamenají nepoměrně těžší zatížení nositelů pojištění oproti ženám neprovdaným a samozřejmě pak oproti mužům. Poněvadž dá se bezpečně očekávat, že u nás nebudou poměry

podstatně jiné, lze z toho usuzovati, že jednou z příčin krise našeho nemocenského pojištění je okolnost, že dnešní hospodářský vývoj nezbytně vede k nutnosti, aby vdané ženy zůstávaly v zaměstnání zakládajícím pojistnou povinnost zhoršující tak finanční stav nositelů pojištění. Důvody, proč právě provdané ženy vykazují vyšší morbiditu jsou jednak povahy fyziologické, ale jistě působí zde i moment hospodářský. Velká většina provdaných žen nemá tak silného životního zájmu na udržení svého místa v povolání jako je tomu u mužů; uvážíme-li k tomu fakt obrovské nezaměstnanosti v Anglii, trvajcí již od skončení světové války, musíme přiznati, že u mužů na délku nemoci působí obava ze ztráty zaměstnání v důsledku déle trvajcí nemoci, která u žen v té míře nepůsobí.

Tabulka č. 2. Počet případů onemocnění na 100 členů během roku.

Věk dosažený 1. ledna	muži			neprovdané ženy			provdané ženy		
	1921	1924	1927	1921	1924	1927	1921	1924	1927
16—19	14	21	24	12	20	22	46	74	77
20—24	13	19	23	13	20	23	27	44	50
25—29	13	18	21	11	17	21	19	37	41
30—34	13	18	21	11	17	19	17	33	39
35—39	13	19	21	11	16	18	17	31	37
40—44	14	19	21	11	18	19	16	31	34
45—49	14	21	23	12	19	20	17	32	34
50—54	16	22	24	13	19	21	20	30	34
55—59	20	25	26	15	21	22	22	30	31
60—64	23	29	29	16	23	24	27	33	32
65—69	28	33	34	20	24	27	29	32	32

Tabulka č. 3.

Průměrný počet podpůrčích týdnů během roku připadajících na 1 případ.

Věk dosažený 1. ledna	muži			neprovdané ženy			provdané ženy		
	1921	1924	1927	1921	1924	1927	1921	1924	1927
16—19	3.7	3.4	3.2	5.0	4.6	4.5	7.3	6.9	7.8
20—24	4.3	3.6	3.4	5.5	5.0	5.0	6.7	6.9	7.8
25—29	4.5	3.6	3.5	6.2	5.6	5.3	6.9	6.7	7.2
30—34	4.5	3.9	3.8	6.5	6.2	5.8	6.8	6.7	7.1
35—39	4.6	4.0	4.0	6.8	6.2	6.2	7.5	6.6	6.9
40—44	4.7	4.4	4.4	7.1	6.7	6.6	7.3	7.0	7.2
45—49	5.1	4.8	4.8	7.2	7.3	6.9	7.3	7.0	7.5
50—54	5.6	5.3	5.6	7.7	7.6	7.8	7.5	7.5	7.8
55—59	6.4	6.1	6.3	8.1	8.0	8.2	7.5	7.6	7.7
60—64	7.2	6.7	7.4	8.5	8.4	9.0	8.2	8.5	9.1
65—69	8.0	7.9	8.9	9.3	9.6	10.1	9.1	10.2	9.8

Tabulky č. 2 a 3 umožňují pak lepší orientaci o obou složkách, na nichž morbiditní čísla závisejí, t. j. o četnosti případů neschopnosti pracovní a o průměrné době trvání jednoho případu. Tabulka č. 2 udává roční procento onemocnění a tabulka č. 3 pak průměrný počet podpůrčích týdnů na jeden případ během roku připadajících. S výjimkou některých věkových skupin se doba trvání nemoci podstatně nemění a jeví spíše tendenci se-

stupnou; naproti tomu značně vzrůstá počet případů onemocnění. Z obou tabulek je dále patrné, která složka vede ke zvýšení morbidity žen a proč znamenají ženy daleko horší riziko pro nemocenské pojištění; neprovdané ženy vykazují menší počet případů onemocnění než muži, avšak trvání nemoci je značně delší. Provdané ženy vykazují pak nejen značnější počet případů onemocnění, ale i delší dobu trvání nemoci.

Watsonova studie obsahuje celou řadu zajímavých pozorování a zkušeností; jen na dvě věci ještě chci upozorniti. Především stejně jako u nás je zcela zřejmá snaha některých pojištěnců pobírat co nejdéle nemocenské, i když neschopnost ku práci není dána. Aby bylo přesně zjištěno, jaký vliv má tato okolnost, provedeno bylo velkým počtem uznaných pokladen v Anglii a Walesu rozsáhlé šetření, vztahující se asi na 16.000 pojištěnců, kteří dne 5. 5. 1930 požívali buď nemocenské podpory nebo invalidního důchodu, a to nejméně dva týdny. Případy byly vybrány tak, aby to nebyly snad jen případy „podezřelé“, nýbrž tak, aby tvořily reprezentativní soubor (representative sample). Podle hlášení ošetřujícího lékaře rozhodl revisní lékař (regional medical officer), zda je prohlídka vůbec nutná; v 1682 případech požitků důchodu či podpory zanikl ještě před lékařskou prohlídkou, takže zbylo 14.245 případů. Z nich 6.489 nebylo nutno přezkoumávat, neboť z hlášení ošetřujícího lékaře bylo zřejmo, že jde o nesporně oprávněný případ. Ve 473 případech pojištěnec prohlásil, že je zdrav, takže k prohlídce nedošlo; 824 pojištěnců k prohlídce nepřišlo a důchod byl jim zastaven, 880 uznáno bylo schopnými k práci, 5.579 pak neschopnými k práci. Ze 14.245 případů tedy 2.177 odpadlo, tedy asi 15%; poněvadž ovšem od rozhodného dne do dne prohlídky uplynulo několik dní, není možno tvrditi, že těchto 15% již v rozhodný den bylo schopno k práci, ale jistě není výsledek příliš vzdálen od zjištěných 15%. Zajímavý je i bližší rozbor těchto čísel s ohledem na věk a na dobu trvání pracovní neschopnosti.

Věk	Práce neschopní		Práce schopní	
	počet	%	počet	%
16—25	1.133	75	374	25
26—35	1.531	79	399	21
36—45	2.056	82	439	18
46—64	7.343	88	964	12
neznámo	5	—	1	—
Úhrnem	12.068	85	2.177	15

Trvání podpory v týdnech	Práce neschopní		Práce schopní	
	počet	%	počet	%
více než 2 a méně než 4	467	63	269	37
„ „ 4 „ „ 8	1.299	67	644	33
„ „ 8 „ „ 13	1.126	75	367	25
„ „ 13 „ „ 26	1.481	82	318	18
„ „ 26 „ „ 52	1.275	89	163	11
„ „ 52	6.420	94	416	6
Úhrnem	12.068	85	2.177	15

Výsledky tyto doplňuje také zpráva, kterou v debatě navázavši na vývody autora podal J. M. Laing. Určitá pokladna z 165.863 revidovaných případů zjistila, že 65% všech podporovaných je schopno práce. Ovšem je nutno mít na zřeteli, že tyto revise byly nařizovány jen v „podezřelých“ případech, kdežto šetření, o němž autor referuje, bylo reprezentativní a mělo osvětliti poměry, jaké asi jsou v celém souboru důchodců.

Zajímavé i pro nás je statistické šetření o tom, jak působí přechod z nemocenské podpory do invalidního důchodu, který má v zápětí redukcí dávek na polovinu. Autor ukazuje, jak snížení dávek má v zápětí zrychlené odpady z požitku důchodu. Materiál, který byl mu k tomu podkladem, je ale příliš malý a není možno asi činiti z něho podrobnější závěry. V souvislosti ale s dříve uvedeným výsledkem revisí lze bezpečně mít za to, že určitá část důchodců v důsledku snížení dávky z vlastní vůle vzdává se důchodu a nastupuje zaměstnání; je ovšem otázka, není-li to někdy jen tlak hospodářských poměrů, které nutí mnohdy i práce neschopného nebo invalidního člověka k výdělečnému zaměstnání.

Dr. A. Zelenka.

Modifikace Achardovy metody pro úrokování anticipativní je název přednášky p. dr. J. Svobody, profesora astronomie na vysoké škole technické v Praze v loňském cyklu na paměť profesora Beneše. Nepředpojatý čtenář má však dojem, že neběží tak o modifikaci Achardovy metody, o níž jedná menší část článku (kteráž modifikace jest ostatně prakticky vůbec bezcenná), jako spíše o to, aby autor nápadně upozornil na nedopatření v mém důkazu Achardovy věty.

Po věcné stránce je důkaz podáván mnou — bez znalosti Achardovy práce — správný, až na omyl, vzniklý přehlédnutím fakta, že veličina a není konstantní, nýbrž závislá na i a stane se úplně správným, doplním-li slova: „srovnáním členů s mocninou i na obou stranách“ slovy „zanedbáme-li při tom vyšší mocniny i^2 “. Vzorec je potom ovšem pouze přibližný.

Až potud je vše v pořádku. Věc však nabývá zcela jiné tvárnosti okolností, že jde o důkaz, který jsem nikde nepublikoval, nýbrž, který jsem sdělil p. prof. Svobodovi v soukromém hovoru a na jeho výslovné přání — což ovšem autor zamlčuje — písemně dopisem. Je požadavkem samozřejmé slušnosti v takových případech upozorniti pisatele, rovněž soukromně, na omyl. Místo toho pan prof. Svoboda, nevyžádav si mého souhlasu, užil, lépe řečeno zneužil mého soukromého dopisu k přednášce při slavnostní příležitosti a napsal o tom dokonce zvláštní pojednání, které rozesílá mým přátelům s účinkem ovšem právě opačným, než asi zamýšlel.

Tento postup p. prof. Svobody, ve vědeckém životě na štěstí ojedinělý, nechci označiti přílehlavým slovem a jsem přesvědčen, že soudný čtenář si o něm učiní posudek pro pana profesora nijak lichotivý.

Schoenbaum.

Prof. Dr. J. T. Steffensen z kodaňské university navštívil koncem října m. r. Prahu. Širšímu kruhu našich aktuárů a matematiků představil se dne 23. října přednáškou „O pseudoanalytickém vyrovnání řádu úmrtnosti“, kterou pořádal Spolek pojistných techniků. Přednáška je publikována v tomto čísle „Aktuárských věd“. Druhou přednášku na pozvání „Jednoty čl. matematiků a fysiků“ měl prof. Steffensen dne 26. října, a to na téma „O mírách stochatické vázanosti“. Po přehledu dosavadních měř užívaných pro číselné vyjádření síly korelace a námitek proti nim obvykle vznášeným navrhl prof. Steffensen novou míru korelace, která jednak je prosta některých nedostatků dosavadním mírák vytykaných, jednak nevyžaduje složitějších statistických numerických operací než míry dnes užívané. Obě přednášky byly velmi čteně navštíveny a přednášející byl překvapen, jak velký počet aktuárů je u nás. Také mimo obou přednášek byl prof. Steffensen v živém a neustálém styku s našimi předními představiteli, takže mu byla dána nejlepší příležitost přesvědčiti se o výši našeho vědeckého snažení.

Finanční situace sociálního pojištění německého se stále horší. Ke zprávě ve 4. čísle ročníku Aktuárských věd podáváme k ilustraci tato čísla: V invalidním a starobním pojištění mělo podle původních propočtů dojít k úplnému vyčerpání jmění až v r. 1936. Podle dnešní situace lze soudit, že k tomu dojde mnohem dříve. Za rok 1931 lze očekávat schodek asi 250 mil. Mk, který již povede ke snížení jmění a v roce 1932 se očekává, že tento schodek přesáhne 300 mil. Mk. Již nyní jsou určité potíže s prodejem cenných papírů a státních pokladničních poukázek. Finanční situace hornického pojištění byla nouzovým nařízením červnovým upravena tím způsobem, že stát poskytne k úhradě schodků 70 mil. Mk a snížení dávek vynese asi 25 mil. Mk. Zaměstnanost v hornictví se stále zhoršuje, takže i situace hornického pojištění je velmi kritická. Také úrazové pojištění má značné potíže a to zejména s vymáháním příspěvků. Pojištění pensijní naproti tomu je dosud v dosti dobré situaci hlavně ovšem proto, že pojištění neutrpklo tolik inflací. Na pojistném se však i zde projevuje krise snížením příjmů. Velmi kritická je ovšem situace pojištění proti nezaměstnanosti, která se řeší čas od času okamžitými pomocnými akcemi. V celku vyžaduje sociální pojištění v přítomné době od zaměstnavatelů a zaměstnanců spolu s krizovou daní příspěvky ve výši 22% ze mzdy. V hornickém pojištění činí tyto sociální dávky dokonce 32% ze mzdy.

Vliv konjunktury na soukromé pojištění je předmětem zajímavých úvah ve výroční zprávě Mnichovské Zajišťovací pojišťovny, v níž se uvádí v zásadě asi toto: Rok 1930 a 1931 znamenal téměř ve všech zemích a odvětvích těžkou krizi. Pojišťovací obchod sám však podléhá poněkud jiným pravidlům vývoje konjunktury. Produkce premiová je ovšem pod vlivem všeobecné hospodářské situace, neboť obrát a ceny mají vliv na věcné pojištění a výdělkové poměry na životní pojištění, ale přesto nejsou výkyvy v přírůstku obchodu příliš významné vzhledem k stávajícímu stavu pojistek. Také snížení nové produkce vzhledem k akvizičním výlohám tvoření rezerv neznamená okamžité snížení zisku. Rozhodující je vždy průběh škod a tu je jasno, že jak v živelním, tak v životním pojištění nemá situace hospodářská podstatný vliv, nehledíme-li ovšem k pojišťovacím podvodům, sebevraždám atd. (storna!). Podle průběhu posledních let nebylo možno zjistiti nějakou souvislost mezi průběhem škod a konjunkturou. V přímé závislosti na hospodářské situaci je ovšem pojištění úvěru.

Pojišťovací slovník. Z podnětu M. Quiqueta jednal Conseil de Direction du Comité Permanent des Congrès internationaux d'Actuaires na schůzi 11. 7. 1931 o vhodnosti užívání jednoho jazyka v internacionálních aktuárských stycích. Určitým pokusem a prvním krokem k tomu má být slovník esperantsko-německo-anglicko-francouzský, který vypracoval dr. Ernest Sós z Budapešti a který je uveřejněn ve 32. čísle Bulletinu z listopadu 1931. Slovník obsahuje 191 esperantských výrazů pro nejdůležitější pojmy životního pojišťování vedle překladů v uvedených řečech i formulky, pokud ovšem lze jich použít. Praktická cena není — aspoň dnes — téměř žádná, neboť vedoucí časopisy odborné ve svých revuálních částích používají zpravidla některého z živých světových jazyků. Pro naše potřeby je daleko použitelnější slovník anglicko-německý a německo-anglický Gardner-Sachsův.

Stálý nepříznivý průběh krupobitního pojištění téměř v celé Evropě vede k myšlence mezinárodního poctu tohoto pojišťovacího odvětví. Ač zásadně vyslovuje se s touto myšlenkou souhlas, ještě dlouho potrvá, než dojde k její realizaci. Cenný příspěvek, ve kterém odůvodňuje se odmítavé stanovisko vedoucí říšskoněmecké krupobitní pojišťovny „Nord-deutschen-Hagel-Versicherungs-Gesellschaft zu Berlin“ je v 5. čísle 2. ročníku „Das Versicherungsarchiv“ od E. Freunda, ředitele zmíněné pojišťovny.