

# Časopis pro pěstování matematiky a fysiky

---

Martin Pokorný  
Důchod invalidní. [II.]

*Časopis pro pěstování matematiky a fysiky*, Vol. 14 (1885), No. 4, 159--168

Persistent URL: <http://dml.cz/dmlcz/122308>

## Terms of use:

© Union of Czech Mathematicians and Physicists, 1885

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



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

$$\begin{vmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{vmatrix} = 1$$

jeť různý od nully; lze tedy z nich vytvořiti nanejvýše  $n-s$  podstatně různých soustav  $x_1, \dots, x_n$ . Tolik jich ale taky skutečně lze vytvořiti vůči okolnosti, že  $x_{s+1}, \dots, x_n$  jsou libovolné, že tedy tyto vždy lze tak voliti, aby determinant z  $n-s$  soustav vytvořeny  $\Sigma \pm x_{s+1}^{(1)} x_{s+2}^{(2)} \dots x_n^{(n-s)}$  nebyl nullou.

Ale i opak nalezené věty platí t. j.: *Vyhovuje-li daným rovnicím  $n-s$  podstatně různých soustav  $x$ , pak musí vymizeti  $\Delta$  i se všemi minory, jichž stupeň jest vyšší než  $s$ .* Neboť jakmile by některý nemizící nejvyšší minor byl stupně  $\sigma > s$ , tu bychom ihned soudili, že může existovati nanejvýše  $n-\sigma$  podstatně různých řešení, kdežto jich dle supposice jest  $n-s$ , to jest více než  $n-\sigma$ .

V Praze, v prosinci 1884.

## Důchod invalidní.

Napsal

**Martin Pokorný.**

(Pokračování.)

2. Vypočítání hodnoty  $i_{n+1}$  předpokládá tedy mimo známé veličiny  $p_n$  a  $s_n$  ještě  $A_n$  jakožto známé, kteroužto veličinu tedy bylo by též určití.

Počínajíce si podobně jako při určování veličiny  $i_{n+1}$ , rozdělme rok opět v  $m$  dílů, a určeme postupujíce po  $mtinách$  roku vždy zbývající aktivní. Podle vzorce (2) jest pravděpodobnost, že osoba aktivní, žijící na konci  $(x-1)ntiny$ , přežije  $x$ -tou  $mtinu$ ,

$$\frac{m - x + x \cdot r_n}{m - x + 1 + (x-1)r_n},$$

či zavede-li se

$$1 - r_n = w_n,$$

také

$$\frac{m - x w_n}{m - (x-1)w_n}.$$

Z  $A_n$  aktivních  $x$ letých přežije tedy první  $mtinu$  roku

$$A_n \cdot \frac{m - w_n}{m},$$

od nich jest nyní odečísti počet povstalých invalidních, totiž  $A_n \frac{p_n}{m}$ , zbude tedy aktivních na konci 1. mtiny roku:

$$A_n \cdot \frac{m - w_n}{m} - A_n \frac{p_n}{m}.$$

Z těch přežije 2. mtinu roku

$$\left( A_n \frac{m - w_n}{m} - A_n \frac{p_n}{m} \right) \cdot \frac{m - 2w_n}{m - w_n},$$

od nich opět odečísti bude počet invalidních  $A_n \frac{p_n}{m}$ , tak že bude aktivních na konci 2. mtiny roku:

$$A_n \left[ \left( \frac{m - w_n}{m} - \frac{p_n}{m} \right) \cdot \frac{m - 2w_n}{m - w_n} - \frac{p_n}{m} \right],$$

tedy dále na konci 3. mtiny:

$$A_n \left[ \left( \left\{ \frac{m - w_n}{m} - \frac{p_n}{m} \right\} \cdot \frac{m - 2w_n}{m - w_n} - \frac{p_n}{m} \right) \cdot \frac{m - 3w_n}{m - 2w_n} - \frac{p_n}{m} \right],$$

a na konci  $m$  té mtiny, čili za celý rok

$$A_{n+1} = A_n \left\{ \dots \left[ \left( \frac{m - w_n}{m} - \frac{p_n}{m} \right) \cdot \frac{m - 2w_n}{m - w_n} - \frac{p_n}{m} \right] \cdot \frac{m - 3w_n}{m - 2w_n} - \dots \right\} \\ \cdot \frac{m - mw_n}{m - (m-1)w_n} - \frac{p_n}{m}.$$

Provedouce násobení obdržíme:

$$A_{n+1} = A_n \frac{m - mw_n}{m} - A_n p_n (1 - w_n) \left( \frac{1}{m - w_n} + \frac{1}{m - 2w_n} \right. \\ \left. + \dots + \frac{1}{m - (m-1)w_n} + \frac{1}{m - mw_n} \right).$$

Nahradíme-li zde členy řady v závorce jako při (3), a sečteme-li členy dle rovných mocnin, vyjde při témž označení jako tam:

$$A_{n+1} = A_n (1 - w_n) - A_n p_n (1 - w_n) \left( 1 + \frac{w_n}{m^2} \sum_1^m m + \frac{w_n^2}{m^3} \sum_1^m m^2 \right. \\ \left. + \frac{w_n^3}{m^4} \sum_1^m m^3 + \dots \right).$$

Obecný člen řady v závorce jest

$$\begin{aligned} \frac{w_n^x}{m^{x+1}} \sum_1^m m^x &= \frac{w_n^x}{m^{x+1}} \left( \frac{m^{x+1}}{x+1} + \frac{m^x}{2} + \frac{1}{2} \binom{x}{1} B_1 m^{x-1} - \dots \right) \\ &= \frac{w_n^x}{x+1} + \frac{w_n^x}{2m} + \frac{1}{2} \binom{x}{1} B_1 \frac{w_n^x}{m^2} - \dots, \end{aligned}$$

z čehož pro  $\lim m = \infty$ ,

$$\lim \frac{w_n^x}{m^{x+1}} \sum_1^m m^x = \frac{w_n^x}{x+1}.$$

Vložíme hodnotu tuto pro  $x = 1, 2, \dots$  do hořejšího vzorce pro  $A_n$ , obdržíme:

$$\begin{aligned} A_{n+1} &= A_n (1 - w_n) - A_n p_n (1 - w_n) \left( 1 + \frac{w_n}{2} + \frac{w_n^2}{3} + \frac{w_n^3}{4} + \dots \right) \\ &= A_n (1 - w_n) - A_n p_n (1 - w_n) \frac{1}{w_n} \left( w_n + \frac{w_n^2}{2} + \frac{w_n^3}{3} + \dots \right), \end{aligned}$$

čehož jako ve vzorci (6) vyjde ihned:

$$A_{n+1} = A_n (1 - w_n) + A_n p_n (1 - w_n) \cdot \frac{1}{w_n} \cdot l(1 - w_n), \quad (7)$$

čili položíme-li  $1 - w_n = r_n$ :

$$A_{n+1} = A_n r_n \left( 1 + p_n \frac{l r_n}{1 - r_n} \right). \quad (7')$$

Z počátečního čísla  $A_n$  dala by se vypočítati všecka další čísla  $A_{n+1}$ ,  $A_{n+2}$ , atd., kdyby mimo  $p_n$ ,  $p_{n+1}$  atd. známa byla i čísla  $r_n$  čili také  $w_n$ , t. j. úmrtnost aktivních, kterýchžto však tabell dosud z pozorování není, jak jsme již z předu podotkli. Aby se místo této neznámé úmrtnosti vzala úmrtnost všeobecné tabelky životní, nemůžeme schvalovati. Shledáme ihned, že možno veličiny  $A_n$  určití jinou cestou a tu by pak ze vzorce (7') dala určití se patrně veličina  $r_n$ .

3. Podle označení dříve udaných jest  $J_n$  počet invalidů z jistého počtu osob vůbec od počátku povstalých a ve věku  $n$  roků ještě žijících. Během příštího roku zemře z těchto invalidů  $J_n w_n$ , přežije tedy příští rok  $J_n (1 - w_n) = J_n s_n$ ; během téhož roku přibude pak ještě nových invalidů  $i_{n+1}$ , tak že po uplynulém roce bude vůbec na živě invalidů:

$$J_{n+1} = J_n s_n + i_{n+1}. \quad (8)$$

4. Konečně pak uvažme, že majíce za základ některou osvědčenou tabellu úmrtní všeobecnou, musíme nutně souvislost mezi ní a tabellami aktivních i invalidních připustiti tuto:

Dejme tomu, že ve věku  $r$  let žije vůbec osob v pozorování vzatých  $L_r$ , že však v tom věku není ještě invalidů, že tedy všickni jsou aktivní. Tu jest

$$A_r = L_r.$$

Z těchto aktivních vypočítá lze vzorcem (6) počet invalidů, kteří z nich povstali a po roce ještě jsou živi, t. j.  $i_{r+1}$ . Poněvadž před tím invalidů ještě nebylo, jest zároveň

$$J_{r+1} = i_{r+1}.$$

Dále udává tabella obecná, že po roce jest osob vůbec z oněch  $L_r$  ještě na živě  $L_{r+1}$ , nehledíc k tomu, jsou-li ještě aktivní či již invalidní, jakož i k tomu, byli-li ti, kdož v tom roce z nich zemřeli, totiž  $L_r - L_{r+1}$ , v době svého úmrtí aktivní či invalidní. V čísle  $L_{r+1}$  jsou tedy patrně zahrnuti všickni v tom věku ještě žijící aktivní i invalidní, neboť jiných osob není.

Platí tedy nutně vztah

$$L_{r+1} = A_{r+1} + J_{r+1}.$$

Z toho vypočte se  $A_{r+1}$ , z čehož opět vzorcem (6)  $i_{r+2}$  pak vzorcem (8)  $J_{r+2}$ . Z obecné tabelky úmrtní dále jde, že z  $L_{r+1}$  osob žijících po roce žije ještě  $L_{r+2}$ . Poněvadž číslo  $L_{r+1}$  skládalo se z  $A_{r+1}$  aktivních a  $J_{r+1}$  invalidních, z nichž dohromady zemřelo  $L_{r+1} - L_{r+2}$ , kdežto z ostatních někteří aktivní stali se invalidními, musí nutně opět

$$L_{r+2} = A_{r+2} + J_{r+2},$$

z čehož vypočte se  $A_{r+2}$ .

Patrně půjde počet tím způsobem dále a stanoví se tak tabelky pro  $i_n$ ,  $J_n$  a  $A_n$  současně. Při tom na místo vzorce (7) vstoupil jiný vztah, který z hořejšího rozboru přirozeně plyne, že totiž počet všech aktivních a všech invalidních stejného věku činí vždy dohromady počet žijících vůbec toho věku, t. j.

$$L_n = A_n + J_n. \quad (9)$$

Tu tedy k vypočítávání oněch čísel  $i_n$ ,  $J_n$ ,  $A_n$  stačí zúplna vzorce (6), (8), (9), v nichž nevyskytuje se úmrtnost aktivních, kterouž bychom naopak nyní mohli vzorcem (7) pro kterýkoli věk vypočítati. —

Že na tento téměř na první pohled patrný jednoduchý vztah položil jsem zvláštní důraz, není bez příčiny.

Pokud probírali matematikové otázky invalidnosti na zá-

kladě stejné úmrtnosti pro aktivní a neaktivní, byla i rovnice (9) pojata v jejich rozbory. O tom svědčí mimo jiné také spis Zeunerův již shora jmenovaný. Zeuner používá vztahu toho jakožto samozřejmého a používá ho při vypočítávání tabell invalidity, ale tak, že nejprv určuje počet aktivních pomocí úmrtnosti obecné a odečtením jich od žijících vůbec vypočítává teprv počet invalidních; bere se tedy cestou naší opačnou.

Ježto pak i po vydání tabell Běhmových (zvláštní úmrtnosti pro invalidy) podrželi matematikové v praxi k určování počtu aktivních úmrtnost obecnou  $t_n$ , nemohly ovšem pro čísla  $A_n$  a  $i_n$  vyjítí hodnoty, vyhovující rovnici (9), za kteroužto příčinou ji také raději ignorovali, což dlužno prohlásiti za vadu podstatnou.

## II.

Ačkoliv by vypočítání hodnot  $A_n$  dle vzoru (6) nečinilo v praxi zvláštních obtíží, přece s ohledem na praktické matematiky a i na školy, kde by chtěli učiti těmto oborům, vidím se pohnuta nastoupiti cestu, která nepřestupuje obor matematiky elementární, ale vede ovšem k výsledku méně přesnému, ač přece dosti blíživému a pro praxi úplně dostačujícím.

Otázka pensí invalidních na základě zvláštní úmrtnosti pro invalidy nejdříve prakticky provedena byla Lewinem a Spitzrem, z nichž prvý uveřejnil o tom spis r. 1872, druhý r. 1881\*), podávše spolu již podrobné tabulky. Uvedu nejprve cestu, kterou brali se tyto dva matematikové.

1. *Spitzer*, jenž již před Lewinem na jiných místech o této věci pojednal, počíná si k určení čísla  $i_{n+1}$  takto:

Z  $A_n$  aktivních na počátku roku žijících stane se během roku invalidními  $A_n p_n$ . Kdyby tyto invalidi byli jimi bývali hned na počátku roku, zemřelo by jich do konce roku  $A_n p_n u_n$ . Poněvadž však jedni stali se invalidními hned na počátku, jiní zase až na konci roku, nepochybíme mnoho, představujice si, že průměrem všech  $A_n p_n$  povstalo uprostřed roku. Tu pak mají

---

\*) *Lewin*, Invalidenpensionen etc., Pesth, 1872. *Spitzer*, Anleitung zur Berechnung der Leibrenten u. Anwartschaften, sowie der Invaliden-Pensionen etc. Wien, 1881.

k dožití konce roku jen ještě půl leta a za ten čas není úmrtnost jejich  $u_n$ , nýbrž zajisté jen polovička  $\frac{1}{2}u_n$ , t. j. z invalidů nově povstalých zemře do konce roku  $\frac{1}{2}A_n p_n u_n$ , i zbude jich tedy

$$\begin{aligned} i_{n+1} &= A_n p_n - \frac{1}{2} A_n p_n u_n \\ &= A_n p_n \left(1 - \frac{1}{2} u_n\right), \end{aligned} \quad (10)$$

čili zavedeme-li  $1 - u_n = s_n$ , také

$$i_{n+1} = A_n p_n \frac{1 + s_n}{2}. \quad (10')$$

Lewin nechtěje spokojiti se s tímto vzorem vychází nejprve od jednodušší podmínky, podle které by úmrtnost invalidů nelišila se od úmrtností aktivních, tedy ani od úmrtností lidí vůbec, a přirovnáváje povstávání invalidů a odumírání jich k vytahování kuliček bílých a černých ze dvou osudů, dochází rozbohem dosti složitým výrazu pro pravděpodobnost úmrtí invalidů těch  $= \frac{t_n}{2 - t_n}$ , což zavedením  $t_n = 1 - z_n$  dává také

$$\frac{1 - z_n}{1 + z_n}, \text{ čili } 1 - \frac{2 z_n}{1 + z_n}. \text{ (K této hodnotě dospěl před tím}$$

již *Zeuner* v uvedeném svém spise, ale cestou jinou, nemálo složitou). Lewin přechází pak z tohoto výrazu ihned k novému, přibíraje různou úmrtnost pro invalidy a pro aktivní (kteroužto klade za rovnou s úmrtností obecnou). Výraz ten jest

$$\frac{u_n}{2 - t_n},$$

tedy

$$\begin{aligned} i_{n+1} &= A_n p_n - A_n p_n \frac{u_n}{2 - t_n} \\ &= A_n p_n \left(1 - \frac{u_n}{2 - t_n}\right). \end{aligned} \quad (11)$$

Jak viděti, zaměnil Lewin úmrtnost obecnou za úmrtnost invalidů pouze v čitateli, ponechav ji v jmenovateli nezměněnu. Že tak učinil, odůvodňuje předně malým rozdílem mezi čísly  $u_n$  a  $t_n$  a mimo to tvrdí, že vedly jej při tom i důvody theoretické, o nichž však ničeho nepověděl. —

Se stanoviska dostatečné blízkosti nelze proti postupu Spitzrovu ničeho namítati. Přidržíce se cesty této, uvidíme ihned, jaký smysl mají oba výrazy právě uvedené a v čem do významu se liší.

Rozbor náš v odst. I. vedoucí k určení veličiny  $i_{n+1}$  má

zde plnou platnost, toliko že se velice zjednoduší, neboť patrně položití jest ve vzorci (2)  $m = 2$ , t. j. rozdělení rok na dvě půlky (místo na  $mtiny$ ). Zároveň jest ve vzorci tom položití  $\frac{l_n + 1}{l_n} = s_n$ , poněvadž jde o úmrtnost invalidů. Vzorec (2) tedy bude míti nyní tvar:

$$\frac{2 - x + xs_n}{3 - x + (x - 1) s_n}$$

a znamenati pravděpodobnost, že invalida příštího půl roku přežije.

Položíme-li tedy  $x = 1$ , vyjde pravděpodobnost, že *invalida přežije první polovici roku*:

$$\frac{1 + s_n}{2} = 1 - \frac{1}{2}u_n; \quad (\alpha)$$

za  $x = 2$  pak vyjde pravděpodobnost, že *invalida přežije druhou polovici roku*:

$$\frac{2 s_n}{1 + s_n} = \frac{2 - 2 u_n}{2 - u_n} = 1 - \frac{u_n}{2 - u_n}. \quad (\beta)$$

Přirovnajíce tyto dvě hodnoty ( $\alpha$ ) a ( $\beta$ ) ke vzorcům (10') a (11), shledáme, že první z nich srovnává se s pravděpodobností Spitzrovou, druhá s Lewinovou, ač nahradí-li se ve výraze Lewinově  $t_n$  v jmenovateli číslem  $u_n$ .

Vzorec Spitzrův (10) nebo (10') vyjadřuje tedy vlastně podmínku, že invalidi  $A_n p_n$  povstali vesměs na počátku a přežili první polovici roku, kdežto Lewinův (11) vyhovoval by správněji (se změnou řečenou v jmenovateli) podmínce, že invalidi  $A_n p_n$  uprostřed roku žijící přežijí druhou polovici roku.

Ostatně dojdeme tohoto výsledku samostatně velmi snadně takto:

Je-li  $l_n$  počet žijících některé kategorie, bude jich po půl letě na živě ještě  $l_n + \frac{1}{2}$  a tu chybíme málo pokládajíce počet tento za průměr mezi počty žijících na počátku a na konci roku, t. j.

$$l_n + \frac{1}{2} = \frac{1}{2} (l_n + l_{n+1}).$$

Pravděpodobnost, že  $(n + \frac{1}{2})$ letý přežije příštího půl roku, jest tedy

$$\frac{l_{n+1}}{l_n + \frac{1}{2}} = \frac{l_{n+1}}{\frac{1}{2} (l_n + l_{n+1})} = 2 \frac{l_{n+1}}{l_n} : \left(1 + \frac{l_{n+1}}{l_n}\right),$$



a jelikož zde  $\frac{l_{n+1}}{l_n} = s_n$ , jest pravděpodobnost ta:

$$\frac{2 s_n}{1 + s_n},$$

z čehož pak bezprostředně vychází:

$$i_{n+1} = A_n p_n \cdot \frac{2 s_n}{1 + s_n}. \quad (12)$$

Vzorec (12) může tedy pro praxis nahraditi vzorec (6) nebo (6') a dává skutečně hodnoty velmi přibližné.

2. Poněvadž, jak již dříve pověděno, žádný matematik neužil po zavedení zvláštní úmrtnosti invalidů pro výpočty vzorce (9), byli ovšem nuceni, vypočítavati veličiny  $A_n$  vzorcem zvláště vyvozeným, analogickým k našemu vzorci (7).

*Lewin* i *Spitzer*, jako jiní, učinili to takto: Z  $A_n$  žijících  $n$ letých aktivních ubude během příštího roku úmrtím  $A_n t_n$  (poněvadž brali úmrtnost obecnou  $t_n$  místo úmrtnosti aktivních) a krom toho všickni ti invalidi  $i_{n+1}$ , kteří v tom čase povstali a konce roku se dočkali, t. j.

$$A_{n+1} = A_n - A_n t_n - i_{n+1} = A_n (1 - t_n) - i_{n+1}. \quad (13)$$

V tom však shledáváme jednu nesprávnost, které ani při pouhém přibližném určování hledané veličiny nelze pominouti, totiž že odečítají se jen ti invalidi, kteří v roce nezemřeli, při čemž myšlénkou vedoucí jest to, že ti z invalidů, kteří zemřeli, odečítají se již mezi zemřelými aktivními. — Tento postup přešel sem nezměněn z vývodů starších, kdy ještě pokládala se úmrtnost invalidů za totožnou s úmrtností aktivních. Jakmile béréme úmrtnost invalidů za rozdílnou, neudává  $A_n t_n$  počet všech zemřelých v roce, totiž aktivních i také invalidních.

Správnější bude cesta obdobná s tou, již jsme se brali při vyvjezení vzorce (7), totiž tato:

Poněvadž invalidi  $A_n p_n$  povstali z  $A_n$  aktivních nenáhle po celý rok, budeme jako při vývoji vzorce (12) předpokládati, že povstali najednou uprostřed roku a ubudou tu od aktivních tou dobou ještě žijících. Po 1. půlletí žije z aktivních původních dle ( $\alpha$ ), kdež místo  $s_n$  ovšem nutno položiti  $r_n$ ,

$$A_n \cdot \frac{1 + r_n}{2},$$

od nich pak ubude  $A_n p_n$  invalidních, zbude tedy aktivních

$$A_n \cdot \frac{1 + r_n}{2} - A_n p_n.$$

Pravděpodobnost, že aktivní dožijí se i konce 2. půlletí, jest dle ( $\beta$ )

$$\frac{2 r_n}{1 + r_n},$$

pročež konečně:

$$A_{n+1} = \left( A_n \cdot \frac{1 + r_n}{2} - A_n p_n \right) \cdot \frac{2 r_n}{1 + r_n},$$

čili

$$A_{n+1} = A_n r_n - A_n p_n \cdot \frac{2 r_n}{1 + r_n}. \quad (14)$$

Pokud vzorec tento se srovnává se vzorcem Lewinovým a Spitzrovým (13) a pokud od něho se liší, snadno viděti, přibere-li se k tomu vzorec (12). Přímo klassickým stane se výsledek porovnání, uvážíme-li, že vzorec (13), pokud úmrtnost invalidů ještě brala se za rovnou s úmrtností aktivních, se vzorcem (14) naprosto byl totožný a že zavedením rozdílné úmrtnosti invalidních do členu  $i_{n+1}$  ve vzorci (13), tedy rozhodným zlepšením tohoto členu, hodnota  $A_{n+1}$  od pravdy se vzdálila, poněvadž člen  $A_n p_n \frac{2 r_n}{1 + r_n}$  není s členem  $i_{n+1}$  totožný.

Příčinou jest zřejmě to, že odvození vzorce pro  $A_{n+1}$  v tom způsobu, jak je nalezáme u Lewina a Spitzra, bylo zcela správné pro stejnou úmrtnost všech osob, ale přestalo býti správným, jakmile pro invalidy se vzala úmrtnost jiná.

K vypočítání tabelky pro  $A_{n+1}$ , neznajíce hodnoty  $r_n$ , mohli bychom tedy po příkladě jiných matematiků užití hodnot úmrtnosti obecné  $t_n$  na základě vzorce (14).

Avšak dle rozboru našeho v oddíle I, poslouží nám k tomu přesněji vzorce (8) a (9), kteréž tedy se vzorcem (12) v každé příčině dostačí na sestavení tabulek invalidních i aktivních. —

Pro dokonalejší přehled postupu zopakujeme tedy celý děj výpočtu:

Dány jsou tabelky hodnot  $L_n$ ,  $p_n$  a  $u_n$  (čili 1— $s_n$ ).

Začíná-li se tabella hodnot  $p_n$  od věku  $n = r$ , položíme nejprv:

$$\begin{aligned} A_r &= L_r, \\ i_r &= J_r = 0. \end{aligned}$$

Z toho vypočítáme vzorcem (12):

$$i_{r+1} = A_r p_r \cdot \frac{2 s_r}{1 + s_r} = L_r p_r \cdot \frac{2 s_r}{1 + s_r},$$

z toho dále vzorcem (8)

$$J_{r+1} = J_r s_r + i_{r+1} = i_{r+1},$$

a ze vztahu (9) konečně:

$$A_{r+1} = L_{r+1} - J_{r+1} = L_{r+1} - i_{r+1}.$$

Podobně vyjde dále z rovnic (12), (8), (9) po sobě:

$$i_{r+2} = A_{r+1} p_{r+1} \cdot \frac{2 s_{r+1}}{1 + s_{r+1}},$$

$$J_{r+2} = J_{r+1} s_{r+1} + i_{r+2},$$

$$A_{r+2} = L_{r+2} - J_{r+2} \text{ atd.}$$

Tabely z toho přímo sestavované budou tedy tyto:

Věk	Počet osob žijících vůbec	Pravděpodobnost, že osoba aktivní stane se za rok invalidní	Pravděpodobnost, že invalidní osoba přistří rok přežije	Počet invalidních během roku povstalých a na počátku $n$ -tého roku ještě žijících	Počet invalidů vůbec na počátku $n$ -tého roku žijících	Počet aktivních na počátku $n$ -tého roku žijících
$n$	$L_n$	$p_n$	$s_n$	$i_n$	$J_n$	$A_n$
$r$	$L_r$	$p_r$	$s_r$	0	0	$L_r$
$r+1$	$L_{r+1}$	$p_{r+1}$	$s_{r+1}$	$L_r p_r \cdot \frac{2 s_r}{1 + s_r}$	$i_{r+1}$	$L_{r+1} - i_{r+1}$
$r+2$	$L_{r+2}$	$p_{r+2}$	$s_{r+2}$	$A_{r+1} p_{r+1} \cdot \frac{2 s_{r+1}}{1 + s_{r+1}}$	$J_{r+1} s_{r+1} + i_{r+2}$	$L_{r+2} - J_{r+2}$
$r+3$	$L_{r+3}$	$p_{r+3}$	$s_{r+3}$	$A_{r+2} p_{r+2} \cdot \frac{2 s_{r+2}}{1 + s_{r+2}}$	$J_{r+2} s_{r+2} + i_{r+3}$	$L_{r+3} - J_{r+3}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮

(Pokračování.)