

Neue Erfahrungen und Methoden in der Invaliditätsversicherung

Autor(en): **Nolfi, P.**

Objektyp: **Article**

Zeitschrift: **Mitteilungen / Vereinigung Schweizerischer Versicherungsmathematiker = Bulletin / Association des Actuairees Suisses = Bulletin / Association of Swiss Actuaries**

Band (Jahr): **70 (1970)**

PDF erstellt am: **20.06.2024**

Persistenter Link: <https://doi.org/10.5169/seals-967038>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Inhalten der Zeitschriften. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern.

Die auf der Plattform e-periodica veröffentlichten Dokumente stehen für nicht-kommerzielle Zwecke in Lehre und Forschung sowie für die private Nutzung frei zur Verfügung. Einzelne Dateien oder Ausdrucke aus diesem Angebot können zusammen mit diesen Nutzungsbedingungen und den korrekten Herkunftsbezeichnungen weitergegeben werden.

Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Die systematische Speicherung von Teilen des elektronischen Angebots auf anderen Servern bedarf ebenfalls des schriftlichen Einverständnisses der Rechteinhaber.

Haftungsausschluss

Alle Angaben erfolgen ohne Gewähr für Vollständigkeit oder Richtigkeit. Es wird keine Haftung übernommen für Schäden durch die Verwendung von Informationen aus diesem Online-Angebot oder durch das Fehlen von Informationen. Dies gilt auch für Inhalte Dritter, die über dieses Angebot zugänglich sind.

Neue Erfahrungen und Methoden in der Invaliditätsversicherung

Von P. Nolfi, Zürich

1. Einführung

Zahlreiche Abhandlungen über die Invaliditätsversicherung, wie sie in der älteren und neueren Literatur zu finden sind, haben immer wieder erkennen lassen, dass eine einwandfreie Darstellung der Versicherungswerte auf einfache Art nicht zu erreichen ist. Das ist deswegen so, weil es sich bei der Invalidität um ein Phänomen handelt, das sich nur annäherungsweise mathematisch erfassen lässt. Die gleiche Situation ist zwar auch auf anderen Gebieten anzutreffen, aber doch nicht in derart ausgesprochener Weise wie in der Invaliditätsversicherung.

Angesichts dieser Schwierigkeiten fragt es sich, auf welchem Wege es am besten möglich wird, die Erscheinungen der Invalidität in einfacher für die Praxis jedoch genügend zuverlässiger Art, mathematisch darzustellen. Für die richtige Beurteilung dieser Frage ist es unerlässlich, dass man auf Grund der Erfahrungen sich überlegt, welche Bestimmungsgrößen ausser acht gelassen werden dürfen und welche nicht. Massgebend für die Bewertung dieser Zusammenhänge ist das Ausmass der Kostenbeeinflussung, die durch eine bestimmte Vernachlässigung oder Vereinfachung im Formelapparat hervorgerufen wird. So kann man sich zum Beispiel fragen, ob die Reaktivierung der Invaliden unbeachtet gelassen werden darf. Diese Frage muss entschieden verneint werden. Ein solches Vorgehen würde nach den neuesten Erfahrungen zu einer starken Überschätzung der kostenmässigen Auswirkung führen. Bei gut geführten Personalversicherungen besteht weitgehend die Möglichkeit, durch eine umsichtige Förderung der Reaktivierungsmöglichkeiten einen erheblichen Teil der Ausgaben einzusparen. Die grossen Fortschritte der Medizin in den letzten Jahrzehnten

haben dazu geführt, dass es nunmehr vielfach möglich wird, zahlreiche Krankheiten zu heilen und die gesundheitlich Geschädigten mitunter sogar innert kurzer Frist wieder soweit herzustellen, dass sie in den Arbeitsprozess eingeordnet werden können. Eine namhafte Hilfe in dieser Hinsicht resultiert in der Schweiz auch aus der Tätigkeit der Invalidenkommission und aus dem Ausbau der Krankenversicherung.

Eine andere Vereinfachung, die ebenfalls untragbar wäre, bildet die Gleichstellung der Sterblichkeit der Aktiven mit derjenigen der Invaliden unter Vernachlässigung der Reaktivierung. Sie führt zwar zu einer ausserordentlich eleganten und bequemen Darstellung, nämlich zur bekannten Formel:

$$\ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ai} = \ddot{a}_{x \overline{s-x}|} - \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{aa}.$$

Dieser Ausdruck erscheint für den praktischen Gebrauch besonders genehm, weshalb er in den Grundlagen VZ 1960 als Ansatz gewählt wurde, wobei durch die entsprechende Wahl der Grundwerte

$$\ddot{a}_{x \overline{s-x}|} \quad \text{und} \quad \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{aa}$$

ihre Differenz ad hoc in Übereinstimmung mit der effektiven Belastung gebracht wurde. Es ist aber zuzugeben, dass damit auf eine im mathematischen Sinne exakte Darstellung verzichtet wird.

Nach wie vor besteht das Bedürfnis nach einer verwendungsfähigen formelmässigen Darstellung, die auch in mathematischer Hinsicht zu befriedigen vermag. Wir glauben, dass die nachstehenden Ausführungen geeignet sind, diesem Bedürfnis weitgehend zu entsprechen.

2. Darstellung der Anwartschaft auf Invalidenrente

Die Anregung zu der folgenden Darstellung verdanken wir einer Arbeit von Herrn Rolf Sand, erschienen in den Berichten des 18. Internationalen Kongresses der Versicherungsmathematiker, Band I, Seite 529. Sand geht bei seinem mit « j_{x+r} -method» genannten Verfahren von der Wahrscheinlichkeit j_{x+r} aus.

Es ist das nach seiner Konzeption die Wahrscheinlichkeit eines x -jährigen Aktiven nach t Jahren «invalid zu sein», ausgedrückt als das Verhältnis der Zahl der bis dazumal invalid gewordenen zur Zahl der noch Lebenden dieses Alters.

Diese Idee von Sand hat uns bewogen, die Wahrscheinlichkeiten «invalid zu sein» ganz allgemein für die Darstellung der Kostenbelastung heranzuziehen. Der Vorteil einer solchen Konzeption liegt zunächst im Umstand, dass die Grössen j_x verhältnismässig leicht und statistisch zuverlässig, erfasst werden können.

Betrachtet man die Gesamtheit der Personen L_x , die das Alter x erlebt haben und stellt fest, wie viele davon – es seien L_x^i – invalid sind, so erhält man aus

$$\frac{L_x^i}{L_x} = j_x^*$$

die rohen Werte der Wahrscheinlichkeiten j_x . Dabei sind die Teilinvaliden entsprechend ihrem Grad in Rechnung zu stellen, womit auch diese in einfacher Weise erfasst werden, handelt es sich doch um einen Anteil, der nach den heutigen Feststellungen nicht vernachlässigt werden darf.

Durch Ausgleichung erhält man aus den j_x^* die Reihe der j_x .

Sie erlaubt unmittelbar die Ordnung der Aktiven l_x^a mittels der Reihen

$$l_x j_x = l_x^i \quad \text{und} \quad l_x^a = l_x - l_x^i$$

aufzustellen. Aus den l_x^a lassen sich die Barwerte der Aktivitätswerte ermitteln. So erhält man zum Beispiel für die vorschüssige längstens bis zum Schlussalter s zahlbare Aktivitätsrente den bekannten Wert:

$$\ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^a = \frac{1}{j_x^a} \sum_{t=0}^{s-x-1} l_{x+t}^a v^t. \quad (1)$$

Für die Darstellung der Anwartschaft eines Aktiven des Alters x auf eine temporäre bis zum Rücktrittsalter s in jährlichen vorschüssigen Raten zahlbare Invalidenrente, muss berücksichtigt werden, dass im Alter x auf l_x Lebende bereits l_x^i davon invalid sind. Ihre Anwartschaft auf Invalidenrenten ist infolgedessen vom Gesamtanspruch der l_x Lebenden in Abzug zu bringen. Mit anderen Worten, bezeichnet man den Gesamtanspruch aller l_x Lebenden mit:

$$l_x \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{\lambda i} = \sum_{t=0}^{s-x-1} l_{x+t}^{\lambda} v^t, \quad (2)$$

so ist hievon für die Berechnung des Anspruches der Aktiven l_x^a der Barwert der laufenden Invalidenrenten an die l_x^i Invaliden abzuziehen. Es muss also zunächst gezeigt werden, wie dieser Barwert ermittelt werden kann. Dazu führen wir die Grössen σ_x^i ein.

σ_x^i ist die Wahrscheinlichkeit eines Invaliden des Alters x infolge Todes oder Reaktivierung auszuschneiden. Mit ihrer Hilfe lässt sich die Ausscheideordnung l_x^{ii} der Invaliden auf Grund der Rekursionsformel

$$l_{x+1}^{ii} = l_x^{ii}(1 - \sigma_x^i) \quad (3)$$

aufstellen. Das heisst, von den ursprünglich vorhandenen l_x^i Invaliden gehören nach t Jahren noch

$$l_x^i \frac{l_{x+t}^{ii}}{l_x^{ii}} \quad \text{zum Bestand.}$$

Die Differenz
$$l_x^i \left(1 - \frac{l_{x+t}^{ii}}{l_x^{ii}} \right)$$

ist in der Zeit 0 bis t infolge Tod oder Reaktivierung (erfahrungsgemäss vornehmlich durch Reaktivierung) ausgeschieden. Wie die Grössen σ_x^i statistisch in einfacher Weise gewonnen werden können, wird später gezeigt.

Auf Grund der Ausscheideordnung l_x^{ii} kann der Barwert einer temporären Invalidenrente für einen x -jährigen nach der Formel

$$\ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ii} = \frac{1}{l_x^{ii}} \sum_{t=0}^{s-x-1} l_{x+t}^{ii} v^t$$

berechnet werden. Damit kann auch gestützt auf die angeführten Grundlagen der generelle Ausdruck für die Anwartschaft eines Aktiven auf Invalidenrente dargestellt werden.

Es ist offenbar ausgehend von Formel (2)

$$l_x^a \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ai} = l_x^i \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ii} - l_x^i \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ii} \quad (4)$$

oder auch

$$l_x^a \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ai} = \sum_{t=0}^{s-x-1} l_{x+t}^i v^t - l_x^i \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ii}, \quad (4a)$$

wofür man

$$\ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ai} = \frac{l_x^i}{l_x^a} (\ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^i - \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ii}) \quad \text{mit} \quad \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^i = \frac{\sum_{t=0}^{s-x-1} l_{x+t}^i v^t}{l_x^i} \quad (5)$$

schreiben kann.

Eine Bestätigung für die Authentizität dieses Ausdruckes folgt durch Umformen, das heisst durch Ersetzen von

$$l_{x+t}^i \quad \text{durch} \quad l_{x+t}^a - l_{x+t}^a.$$

Eingesetzt in (4) folgt:

$$l_x^a \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ai} = l_x \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^a - l_x^a \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^a - l_x^i \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ii}. \quad (6)$$

Diese Formel ist bekannt. Für $s = w$ erhält man zum Beispiel die im Lehrbuch W. Saxer Seite 75 aufgeführte Beziehung. Es ist ansprechend, dass man auf verschiedenen Wegen zum gleichen Ausdruck für die Berechnung der Anwartschaft auf Invalidenrenten gelangt. Man sieht daraus, dass Formel (4) unter sehr allgemeinen Voraussetzungen, wie sie hier zu deren Ableitung benutzt wurden, standhält.

Eine andere Darstellung von Gleichung (4) gewinnt man durch Einsetzen von $l_x = l_x^a + l_x^i$ in Formel (6). Es wird

$$\ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ai} = \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^a - \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^a + \frac{l_x^i}{l_x^a} (\ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^a - \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ii}). \quad (7)$$

Wird in (7) die Ausscheide-Wahrscheinlichkeit der Invaliden gleich der Sterbenswahrscheinlichkeit der aktiven Personen gesetzt, was erfahrungsgemäss *nicht* erlaubt ist, so verschwindet der Klammerausdruck, und es folgt die bekannte Relation:

$$\ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^{ai} = \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^a - \ddot{a}_{x \overline{s-x}|}^a,$$

der in diesem Zusammenhang jedoch eine andere Bedeutung zukommt, als ihr bei der eingangs geschilderten Auslegung als Ausdruck der Gesamt-Belastung aus Invalidität eines x -jährigen aktiven Versicherten beigelegt wurde.

3. Die Ausscheideordnung der Invaliden

Für die Berechnung der Anwartschaft auf Invalidität gemäss (5) muss noch gezeigt werden, wie die Ausscheideordnung der Invaliden statistisch ermittelt werden kann. Dazu sind, wie bereits dargelegt, die Ausscheide-Wahrscheinlichkeiten der Invaliden (infolge Tod und Reaktivierung), das heisst die Grössen σ_x^i , erforderlich.

Ihre Ermittlung kann in zweckdienlicher Weise auf Grund folgender Relation erlangt werden:

$$l_x^i(1 - \sigma_x^i) + l_x^a p_x^{ai} = l_{x+1}^i. \quad (8)$$

Die Formel besagt, die Zahl der Invaliden l_{x+1}^i am Ende der Altersstrecke $(x, x + 1)$ müsse gleich der Anzahl der während des Jahres nicht ausgeschiedenen Invaliden sein, zuzüglich der neuentstandenen Invaliditätsfälle, die das Jahresende erleben.

p_x^{ai} bedeutet demgemäss die Wahrscheinlichkeit, auf der Altersstrecke von x bis $x + 1$ Jahren invalid zu werden und alsdann das $x + 1$. Altersjahr zu erleben. (Vgl. E. Zwinggi, Versicherungsmathematik, Zweite Auflage, Seite 91.) Sie kann direkt den statistischen Beobachtungen entnommen oder auch durch die Wahrscheinlichkeit auf der Altersstrecke x bis $x + 1$ zu invalidieren, ausgedrückt werden. Bezeichnet man diese letztere mit i_x , so gewinnt man für p_x^{ai} mit hinreichender Genauigkeit den Ausdruck

$$p_x^{ai} = i_x \left(1 - \frac{\sigma_x^i}{2} \right). \quad (9)$$

Eingesetzt in (8), resultiert:

$$\sigma_x^i = \frac{l_x^i - l_{x+1}^i + l_x^a i_x}{l_x^i + \frac{1}{2} l_x^a i_x} \quad (10)$$

oder auch

$$1 - \sigma_x^i = \frac{l_{x+1}^i - \frac{1}{2} l_x^a i_x}{l_x^i + \frac{1}{2} l_x^a i_x}. \quad (11)$$

Anschaulicher wird Formel (11), wenn man die darin vorkommenden Grössen durch die entsprechenden Wahrscheinlichkeiten ausdrückt. Teilt man in (11) Zähler und Nenner durch l_x so wird:

$$1 - \sigma_x^i = \frac{p_x j_{x+1} - \frac{1}{2}(1 - j_x) i_x}{j_x + \frac{1}{2}(1 - j_x) i_x}. \quad (12)$$

Da die p_x und die j_x als bekannt vorausgesetzt werden können, stellt (12) eine willkommene Relation dar zwischen den σ_x^i und den i_x , also zwischen den Ausscheide-Wahrscheinlichkeiten der Invaliden und den Wahrscheinlichkeiten, «invalid zu werden».

Umgekehrt lässt sich auch die Wahrscheinlichkeit, im Laufe eines Altersjahres «invalid zu werden», also die Reihe der i_x , aus den übrigen Wahrscheinlichkeiten berechnen. Hiefür gilt die Relation

$$i_x = \frac{p_x j_{x+1} - j_x(1 - \sigma_x^i)}{(1 - j_x)(1 - \frac{1}{2}\sigma_x^i)}. \quad (13)$$

Bei der statistischen Auswertung ist es so, dass praktisch für jede der angeführten Grundwahrscheinlichkeiten rohe Werte erhalten werden können. Der durch Gleichung (12) und (13) bestehende Zusammenhang liefert dann gute Anhaltspunkte und eine wertvolle Kontrolle über die zutreffende Erfassung dieser Grössen.

Ein wesentlicher Vorteil des hier vorgeführten methodischen Verfahrens ergibt sich aus der Gewinnung der Ausscheide-Wahrscheinlichkeiten der Invaliden, das heisst der Grössen σ_x^i . Diese Werte sind, wie bereits betont, infolge ihres Einflusses auf die Kosten von besonderer Tragweite und werden sowohl für die Berechnung der Anwartschaften auf Invalidenrenten als auch des Barwertes laufender Invalidenrenten benötigt. Sie sind also von doppeltem Belang.

Es sei noch darauf hingewiesen, dass die Ausscheide-Wahrscheinlichkeiten σ_x^i aus zwei Quellen stammen. Einerseits bilden sie sich aus der ganz wesentlich erhöhten Sterblichkeit der Invaliden. Diese ist – nebenbei bemerkt – rund viermal grösser als die normale Sterblichkeit. Andererseits entstehen sie aus der keinesfalls zu vernachlässigenden Reaktivierungsfähigkeit. Ein wesentlicher Vorteil des hier geschilderten Verfahrens liegt im Umstand, dass nach diesem es nicht notwendig wird, die angeführten Grundursachen – Sterblichkeit und Reaktivie-

rung – getrennt zu erfassen. Auch bei grossen Personengesamtheiten würde eine solche Aufteilung des statistischen Materials erhebliche Unsicherheit verursachen.

4. Die statistischen Ergebnisse

Die hier geschilderte Methode wurde erstmals bei der Pensionskasse der Stadt Zürich mit einem Bestand von rund 105 000 Aktivmitglieder unter einjährigem Risiko angewendet. Die Auswertung erfolgte unter der Aufsicht von Herrn Walter Jann und unter Mitwirkung seines Assistenten, Herrn Jean-Paul Tschanz, der hauptsächlich die mathematisch-statistischen Erhebungen verarbeitet hat.

Die Resultate der Auswertung können in allen Details den Tafeln VZ 1970 entnommen werden.

Nachstehend werden zur Orientierung der Leser einige der allgemeinen Information dienende Angaben und Vergleiche vorgeführt.

4.1 Die Wahrscheinlichkeiten, «invalid zu sein» und «invalid zu werden» VZ 1970

Alter	Männer		Frauen	
	i_x	i_x	i_y	i_y
30	0,000 45	0,000 29	0,000 70	0,000 40
40	0,001 68	0,000 96	0,002 88	0,001 11
50	0,007 37	0,002 88	0,013 28	0,003 09
60	0,065 89	0,025 14	0,095 21	0,031 52

Die Aufstellung zeigt, dass in den jüngeren Altersstufen zwischen den Wahrscheinlichkeiten, «invalid zu sein» und den Wahrscheinlichkeiten im Laufe des nächsten Jahres «invalid zu werden», keine erheblichen Unterschiede bestehen. Es ist dies auf die Bewandnis zurückzuführen, dass sich in diesen Altersjahren die Invalidierung glücklicherweise recht schwach auswirkt und dass zudem sowohl die Reaktivierung als auch die Sterblichkeit der Invaliden verhältnismässig stark zur Auswirkung gelangen. Dieser Umstand spricht auch für die Anwendbarkeit und Dienlichkeit der angewandten Methode.

4.2 Die Ausscheide-Wahrscheinlichkeiten der Invaliden

Alter	Männer	Frauen	Prozentsatz Männer/Frauen
30	0,401	0,344	86%
40	0,324	0,183	56%
50	0,163	0,058	36%
60	0,075	0,029	39%

Wie zu erwarten war, sind die Ausscheide-Wahrscheinlichkeiten der invaliden Frauen wesentlich kleiner als die analogen Werte der Männer. Diese Erscheinung stimmt mit der auch in der Krankenversicherung gemachten Erfahrung hinsichtlich Dauer der Erkrankungen überein.

4.3 Die mittlere Dauer der Invalidität

Alter	Männer Terminalalter 65	Frauen Terminalalter 62
30	2,05	2,85
40	3,11	7,66
50	6,57	9,37
60	4,18	1,94

Die hier angeführten Grössen wurden gestützt auf die Trapezregel nach der Formel:

$$e_{x \over s-x}^{0ii} = \frac{\sum_{t=0}^{s-x-1} l_{x+t}^{ii}}{l_x^{ii}} - \frac{1}{2} \left(1 - \frac{l_s^{ii}}{l_x^{ii}} \right) \quad \text{ermittelt.}$$

Die erhaltenen Werte zeigen, dass die Dauer der Invalidität erfreulicherweise kurzfristig ist. Gegenüber den Grundlagen VZ 1960 ist keine erhebliche Veränderung dieser Dauer eingetreten. Nach den damaligen Beobachtungen betrug die durchschnittliche mittlere Dauer rund 4,5 Jahre.

4.4 Die Anwartschaft auf Invalidenrenten. Vergleich mit den
Tafelwerten VZ 1960 Zinsfuß 3½%, Rente 1

Alter	Männer		Frauen	
	Rücktrittsalter 65		Rücktrittsalter 62	
	VZ 1960	VZ 1970	VZ 1960	VZ 1970
30	0,436	0,303	0,589	0,281
40	0,528	0,417	0,667	0,367
50	0,525	0,527	0,544	0,369
60	0,255	0,332	0,056	0,063

Ein Vergleich der Zahlenreihen 1970 mit 1960 zeigt, dass die Anwartschaften auf Invalidenrenten bei beiden Geschlechtern in den jüngeren Altersstufen neuerdings eine wesentliche Verminderung erfahren haben. Namentlich bei den Frauen ist die Verminderung besonders ausgeprägt.

Es sei in diesem Zusammenhang neuerdings darauf hingewiesen, dass das Invaliditätsrisiko sehr labil ist. Es ist abhängig von zahlreichen Faktoren insbesondere auch von der Wirtschaftslage. So ist es einleuchtend, dass bei dem heutigen herrschenden Mangel an Arbeitskräften auch gesundheitlich geschädigte Arbeitnehmer trotz allfälligen damit verbundenen Erschwerungen leicht einen geeigneten Arbeitsplatz finden, der ihnen meistens mehr Befriedigung und Genugtuung bietet, als der Bezug einer Rente. In dieser Feststellung liegt auch der Grund, weshalb die Ausscheide-Wahrscheinlichkeiten der Invaliden nunmehr sehr ausgeprägt in Erscheinung treten.

Die Tatsache, dass die Invalidität ein sehr labiles, von der Wirtschaftslage stark abhängiges Risiko darstellt, mahnt andererseits zur Vorsicht. So erscheint eine Verdoppelung der Belastung durchaus denkbar. Auch fällt es in Betracht, dass der Bedarf von Branche zu Branche sehr verschieden ausfallen kann. Es muss deshalb dem Versicherungsexperten überlassen werden, die ihm nach eigenem Urteil allfällig gutschneinenden Zuschläge zu erheben. Da die Belastung aus Invalidität nur etwa 10% der Gesamtkosten erreichen, wirken sich solche Zuschläge keineswegs prohibitiv aus

Zusammenfassung

Ausgehend von den Wahrscheinlichkeiten, in einem bestimmten Alter «invalid zu sein», wird eine neue Methode für die Berechnung der Anwartschaft eines Aktiven auf eine Invalidenrente entwickelt. Auf diesem Wege gelingt es in einfacher Weise, die Reaktivierungswahrscheinlichkeiten zu ermitteln und damit auch die durch diese Abgangsursache stark ins Gewicht fallende Kostenverminderung zu berücksichtigen.

Résumé

L'auteur développe une nouvelle méthode de calcul de la rente future d'invalidité d'un actif, basée sur la probabilité «d'être invalide». Cette méthode permet de déterminer, de façon simple, les probabilités de réactivité et de tenir compte de l'importante diminution des frais liée à cette cause de sortie.

Summary

Starting from the probabilities of «being disabled» at a certain age, a new method has been built up for calculating the reversion of the active person to a disability pension. This method allows in a simplified way to determine the probabilities of reactivating disabled people and thus to consider an important way of reducing cost.

