SEGURIDAD SOCIAL

AÑO X *EPOCA III*

NÚM. 11

SEPTIEMBRE - OCTUBRE

1961

MEXICO D. F.

PUBLICACIÓN BIMESTRAL DE LAS SECRETARÍAS GENERALES DE LA C. I. S. S. Y DE LA A. I. S. S.

Conferencia Interamericana de Seguridad Social

Centro Interamericano de Estudios de Seguridad Social

Este documento forma parte de la producción editorial de la Conferencia Interamericana de Seguridad Social (CISS)

Se permite su reproducción total o parcial, en copia digital o impresa; siempre y cuando se cite la fuente y se reconozca la autoría.

INDICE

PAG.

ESTUDIOS:

Seguridad Social Cumple Diez Años.
Dr. Amadeo Almada 5

Incidencia del Reajuste de los Beneficios Sobre los Costos del Seguro de Pensiones.
J. H. Buelink 11

Sobre la Necesidad de Reajustar los Beneficios.
Gastao Quartin Pinto de Moura. . 41

El Reajuste Automático de las Pensiones en Austria.
Othmar Rodler 51

Escalas Móviles y de las Otras
Dr. Amadeo Almada 57

Régimen de Revaluación Automática de Pasividades en el Uruguay.
Carlos E. Abdala. 61

LEGISLACIÓN:

Ley. *Se instituye un régimen de revaluación automática de las pasividades a cargo de las Cajas de Jubilaciones y Pensiones Civiles y Escolares, de la Industria y Comercio y de Trabajadores Rurales y Domésticos y de Pensiones a la Vejez; se crea una Comisión Asesora de la Seguridad Social y se establecen los recursos para su financiación*.. 79

BIBLIOGRAFÍA:

Bibliografía Americana de Seguridad Social.
Juan Bernaldo de Quirós. 97

Indice del Boletín Provisional y de la Revista "Seguridad Social" (C.I.S.S.) en sus Diez Años de Existencia 133

SOBRE LA NECESIDAD DE REAJUSTAR LOS BENEFICIOS

GASTAO QUARTIN PINTO DE MOURA, M.I.B.A.
Actuario del M.T.P.S.

1.—Consideraciones preliminares

Nos proponemos estudiar en este trabajo cuál hubiera sido la evolución del valor medio de una jubilación por invalidez, en comparación con el valor medio del salario de contribución de un asegurado activo, en la previsión social brasileña, en la hipótesis de que prevalecieran las condiciones medias económico-financieras que predominaron en el período de 1938–1956, en caso de que los beneficios a largo plazo en las instituciones de previsión social no hubieran sido reajustados.

Como hemos hecho resaltar en otro trabajo,* durante ese período y posteriormente, los citados beneficios fueron ajustados de una manera efectiva repetidas veces, bien de una manera parcial y sistemática, a partir de 1945, puesto que se realizó la elevación de niveles de los salarios mínimos vigentes en el país (lo que ocurrió en los años 1952, 1954, 1956 y 1959) y de forma general y esporádica, toda vez que se expidieron leyes específicas sobre el asunto (como se verificó en 1945, 1950, 1951 y 1954). En 1959 esa situación cambió por completo. Habiendo sancionado la Legislación brasileña, por medio de la Ley Núm. 3,593, de 27 de julio de ese año, reglamentada por el Decreto Núm. 27,149, de 27 de octubre, el principio de reajuste automático y general de los beneficios a largo plazo (jubilaciones y pensiones) de acuerdo con el nivel medio del salario de contribución de los activos —lo que, de cierta forma—, hace inútil el reajuste automático parcial de los beneficios inferiores al nivel del salario mínimo.

Vamos a demostrar con exactitud las necesidades de esos reajustes, en una fase de inestabilidad económica y baja de la moneda, si se desea que el régimen del seguro social implantado en el país desde 1923, represente algo en el sentido de la verdadera seguridad social.

El índice que vamos a elegir y cuyo valor (teórico) fijaremos — a saber: la realización entre el valor medio de una jubilación por invalidez, *sin ningún reajuste*, vigente en determinado año, y el valor medio de contribución de los activos correspondientes— es exactamente la medida adecuada de la disparidad que la inestabilidad de las condiciones económicas crea entre el poder adquisitivo medio de un inválido y el poder adquisitivo medio de un asegurado activo en la misma época, apreciada a través de los valores nominales de las remuneraciones respectivas, cuando los beneficios no se reajusten. Claro está que se trata de un índice de significación meramente relativa, o sea, que se traduce una *simple confron-*

* G. Q. P. M.—*Reajuste Automático de los Beneficios en Vigor.*—Mensario Estatístico Atuarial No. 61, Año VI, enero de 1958, pág. 13.

tación entre las unidades monetarias disponibles, en una época dada, para su manutención, por un inválido (jubilado) y un activo, sin la menor relación con el poder adquisitivo de esas cantidades en relación con el nivel de los precios de los bienes y servicios, o sea, sin ninguna referencia al valor real del salario o de la jubilación.

2.—Restablecimiento del índice

Hemos puesto de relieve varias veces, como es obvio y de todos conocido, que el costo de un beneficio por el sistema de repartición, en determinado año, se puede describir:

$$c^{(n)} = \frac{B^{(n)}}{Q^{(n)}} \cdot \frac{\bar{b}^{(n)}}{\bar{s}^{(n)}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (2.1)$$

donde: $B^{(n)}$ representa el número de beneficiarios de las prestaciones en el año de orden n;

$Q^{(n)}$ el número de asegurados activos de la institución, en la misma época;

$\bar{b}^{(n)}$ el valor anual medio del beneficio;

$\bar{s}^{(n)}$ el salario medio anual de contribución de la masa activa.

La (2.1) traduce simplemente la expresión de la relación entre el gasto y el beneficio con referencia al aludido año para la hoja del salario de contribución de la masa activa. Tan pronto como esa relación se haya descompuesto en un producto de dos factores, uno de naturaleza demográfica y otro de orden econométrico. Cuando los beneficios se refieren a riesgos que colectivamente se agravan con el tiempo (como las jubilaciones y pensiones), o sea cuando cuyo número de beneficiarios se acumula de año en año, la primera de las relaciones *crece* con el transcurso del tiempo, pudiendo tender hacia un límite, al mismo tiempo que la segunda, *cuando los beneficios en vigor no se reajustan, disminuye*, pudiendo tender, igualmente hacia un límite.

En el presente trabajo, nos proponemos determinar, exactamente el valor de la segunda relación, o sea, el valor medio del beneficio en vigor y el valor medio del salario en actividad, en el caso de una jubilación por invalidez. El actuario suizo Ernest Kaiser, en un trabajo reproducido en el Mensario Estatistico-atuarial de I.A.P.I.* transcribe, igualmente, esa *ecuación de equilibrio financiero* relativo al año de orden n, haciendo resaltar que "su aparente simplicidad no debe, sin embargo, hacer olvidar que la segunda de esas relaciones es de naturaleza bastante compleja".

Vamos a mostrar, en el presente trabajo, cómo a través de la aplicación de la técnica denominada de grupo abierto por edades cumplidas, se puede, de manera relativamente sencilla establecer, de un modo general, la referida relación y, en seguida calcularla de una manera efectiva, admitidas ciertas hipótesis simplificadoras.

---

* *Sistema de Repartición y Distribución de Salarios que Varían en el Tiempo.*— Comunicación al 13o. Congreso Internacional de Actuarios, 1951, traducida y publicada en el M.E.A. No. 72, año VI, de diciembre de 1958.

De conformidad con nuestras anotaciones en otros trabajos, hemos denominado por $\delta^{i(n)}$ al primer miembro de (2.1) y por $\rho^{i(n)}$ a la primera relación del segundo miembro de esa ecuación de equilibrio, tratándose del riesgo de invalidez. Llamando ahora $\beta^{i(n)}$ al valor de la segunda relación, se tiene, en el caso del cual nos vamos a ocupar:

$$\delta^{i(n)} = \rho^{i(n)} \cdot \beta^{i(n)} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (2.2)$$

de donde

$$\beta^{i(n)} = \frac{\delta^{i(n)}}{\rho^{i(n)}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (2.3)$$

que es precisamente el índice que vamos a estudiar.

3.—Expresión general de $\beta^{i(n)}$

En comunicación a la Asamblea Técnica de septiembre de 1959, de este Instituto, en el trabajo titulado Cálculo del Premio Medio de un Seguro de Invalidez por el Método del Grupo Abierto (Caso General), tuvimos la oportunidad de establecer las expresiones generales de $\rho^{i(n)}$ y $\delta^{i(n)}$, cuya relación nos da el valor de $\beta^{i(n)}$ y, así podríamos referirnos al mencionado trabajo.

Como el Boletín correspondiente todavía no ha sido publicado, para comodidad del lector recordaremos aquí, ligeramente, la deducción de esas expresiones.*

Suponiendo que las invalidaciones sucedan en el fin de cada año de gestión, la expresión de $\rho^{i(n)}$ o sea, la relación del número de inválidos sobrevivientes para el número de activos al fin del año de orden n, es la siguiente:

$$\rho^{i(n)} = \frac{\sum_x \sum_{t=1}^{n} M_x^{(t)} \cdot i_x^{(t)} \cdot {}_{n-t}P_x^{i(t)}}{\sum_x M_x^{(n)}} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (3.1)$$

en donde: $M_x^{(t)}$ es el número de asegurados activos de edad alcanzada x en la época t;

$i_x^{(t)}$ la tasa de entrada en invalidez de los asegurados activos en edad x, en la época t, y la cual supone, por lo tanto, que sufre variaciones temporales;

${}_{n-t}P_x^{i(t)}$ la probabilidad de que un asegurado inválido de edad x, en la época t, sobreviva como inválido $n-t$ años después. Se admite, igualmente, que esta tabla sufra variaciones temporales; o sea, sería una tabla de mortalidad por generación.

Pongamos $M_x^{(t)} = K_x^{(t)} \cdot Q_t$ con $\sum_x K_x^{(t)} = 1$

* El autor se refiere a la situación en la época en que se efectuó el presente trabajo.

siendo: $K_x^{(t)}$ la función de frecuencia de los asegurados activos de edad cumplida en x en la época t; y

Q_t la masa, activa total asegurada en la época t.

Sin alteración de su generalidad, la fórmula (3.1) se puede escribir

$$\rho^{i(n)} = \sum_x \sum_1^n {}_tK_x^{(t)} \cdot \frac{Q_t}{Q_n} \cdot i_x^{(t)} \cdot {}_{n-t}P_x^{i(t)} \quad \ldots . \quad (3.2)$$

que es la fórmula general.

Nótese que en esta forma no se impone ninguna restricción relativa a la invariabilidad de la composición por edad de la masa activa, en cuanto a la ley de variación de ésta, ni en cuanto a la constancia del tiempo de las propias funciones biométricas.

En cuanto a la representación general de $\delta^{i(n)}$ costo del régimen de jubilación por invalidez en función del salario en el año de gestión de orden n, se tiene la hipótesis de que no se reajusten los beneficios:

$$\delta^{i(n)} = \frac{\sum_x \sum_1^n {}_tM_x^{(t)} \cdot i_x^{(t)} \cdot \psi_x^{(t)} \cdot S_x^{(t)} \cdot {}_{n-t}P_x^{i(t)}}{\sum_x M_x^{(n)} \cdot S_x^{(n)}} \quad \ldots . \quad (3.3)$$

donde: $\psi^{(t)}$ es la medida de jubilación (fracción del salario final) de los asegurados de edad alcanzada x, en la época t;

$S_x^{(t)}$ el salario medio final anual de los asegurados activos de edad alcanzada x, en la época t; y los demás símbolos tienen el valor ya explicado.

Sin perder la generalidad de la fórmula (3.3) podemos hacer las siguientes sustituciones:

$$\frac{M_x^{(t)} = K_x^{(t)} \cdot Q_t}{S_x^{(t)} = \lambda_x^{(t)} \cdot \overline{S}_t} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (3.4)$$

en donde $\lambda_x^{(t)}$ es la relación en la época t, del salario medio final de los asegurados de edad x, para el salario medio general $\overline{S}_t$ de los asegurados activos, en la misma época.

Tenemos entonces:

$$\delta^{i(n)} = \frac{\sum_x \sum_1^n {}_tK_x^{(t)} \cdot Q_t \cdot i_x^{(t)} \cdot {}_{n-t}P_x^{i(t)} \cdot \psi_x^{(t)} \cdot \lambda_x^{(t)} \cdot \overline{S}_t}{\sum_x K_x^{(n)} \cdot Q_n \cdot \lambda_x^{(n)} \cdot \overline{S}_n} \quad \ldots . \quad (3.5)$$

o también:

$$\delta^{i(n)} = \sum_x \sum_1^n {}_tK^{(t)} \cdot \frac{Q_t}{Q_n} \cdot i_x^{(t)} \cdot {}_{n-t}P_x^{i(t)} \cdot \psi_x^{(t)} \cdot \lambda_x^{(t)} \cdot \frac{\overline{S}_t}{\overline{S}_n} \quad (3.6)$$

que es la fórmula general del costo, relativo al año n, expresado en función de las masas totales aseguradas en las épocas t y n, y de los salarios medios generales respectivos, en las mismas épocas.

Notando que $Q_t \cdot \overline{S}_t = \phi_t$, es la hoja total del salario de contribución en la época t; y poniendo

$$_{t}K_x^{(t)} = K_x^{(t)} \cdot \lambda_x^{(t)} = \frac{\phi_x^{(t)}}{\phi_t}, \quad \ldots\ldots\ldots \quad (3.7)$$

función de frecuencia de la hoja de salario de los asegurados de edad x, en la época t la fórmula (3.7) se puede también escribir:

$$\delta^{i(n)} = \sum_x \sum_1^n {}_{t}K_x^{(t)} \cdot \frac{\phi_t}{\phi_n} \cdot i_x^{(t)} \cdot \psi_x^{(t)} \cdot {}_{n-t}P_x^{i(t)} \quad \ldots \quad (3.8)$$

que es la misma fórmula, expresada en función de las hojas de salario de contribución en las épocas t y n.

La relación de las expresiones (3.6) o (3.8) para (3.2), nos da el índice deseado, a saber:

$$\beta^{i(n)} = \frac{\sum_x \sum_1^n {}_{t}K_x^{(t)} \cdot Q_t \cdot i_x^{(t)} \cdot {}_{n-t}P_x^{i(t)} \cdot \psi_x^{(t)} \cdot \lambda_x^{(t)} \cdot \frac{\overline{S}_t}{\overline{S}_n}}{\sum_x \sum_1^n {}_{t}K_x^{(t)} \cdot Q_t \cdot i_x^{(t)} \cdot {}_{n-t}P_x^{i(t)}} \quad \ldots \quad (3.9)$$

o también,

$$\beta^{i(n)} = \frac{\sum_x \sum_1^n {}_{t}K_x^{(t)} \cdot \phi_t \cdot i_x^{(t)} \cdot \psi_x^{(t)} \cdot {}_{n-t}P_x^{i(t)}}{\overline{S}_n \sum_x \sum_1^n {}_{t}K_x^{(t)} \cdot Q_t \cdot i_x^{(t)} \cdot {}_{n-t}P_x^{i(t)}} = \frac{\overline{b}^{i(n)}}{\overline{S}_n} \quad \ldots \quad (3.10)$$

La fórmula (3.9) nos muestra que $\beta^{i(n)}$ ... es una media ponderada del producto

$$\psi_x^{(t)} \cdot \lambda_x^{(t)} \cdot \frac{\overline{S}_t}{\overline{S}_n}$$

y la fórmula (3.10) indica claramente la relación entre el valor medio de una jubilación por invalidez (sin reajuste), vigente en la época n, y el valor medio global del salario de los activos, en la misma época. Cualquiera de las dos, sin embargo, muestra que el valor de $\beta^{i(n)}$ depende de la ley de evolución de los salarios en el tiempo, o sea del *índice del salario*.

Nótese, una vez más, la generalidad de las fórmulas (3.9) y (3.10), en donde, además de la inexistencia de las restricciones que ya señalamos a propósito de la (3.2), bien por lo que se refiere a la ley de evolución de los salarios en el tiempo o bien a la estabilidad de la hoja de distribución de las diferentes edades o bien por razón del criterio para la fijación del mismo beneficio de invalidez.

Claro está que, dentro de la línea de generalidades con que fue establecido el valor de $\beta^{i(n)}$ no se puede prever su evolución en el tiempo y, por lo tanto, tiende hacia un límite.

4.—Caso particular

Para que podamos calcular de una manera efectiva el valor de $\beta^{i(n)}$ y, más aún, afirmar la existencia de un límite para su evolución en el tiempo, tenemos que imponer ciertas restricciones a la fórmula (3.10), por ejemplo:

Supongamos, inicialmente, que son independientes del tiempo K_x, ${}_sK_x$, i_x, ψ_x y P_x^i tenemos, entonces:

$$\beta^{i(n)} = \frac{\sum_{\alpha}^{\omega_a-1}{}_x\, {}_sK_x \cdot i_x \cdot \psi_x \cdot \sum_1^n{}_t\, \phi_t \cdot {}_{n-t}P_x^i}{\bar{S}_n \sum_{\alpha}^{\omega_a-1}{}_x\, K_x \cdot i_x \sum_1^n{}_t\, Q_t \cdot {}_{n-t}P_x^i} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad (4.1)$$

Supongamos, a mayor abundamiento, que tanto el número global de asegurados activos, como la misma hoja anual de salario de contribución, aumenten en progresión geométrica con razones, respectivamente de $1+j$ y $1+\varphi$. Entonces, el mismo índice de salario crecerá según una progresión geométrica de razón de

$$1+\sigma = \frac{(1+\varphi)}{(1+j)}.$$

Consecuentemente:

$$\begin{aligned} \phi_t &= \phi_0\,(1+\varphi)_t \\ Q_t &= Q_0\,(1+j)_t \\ \bar{S}_t &= \bar{S}_0\,(1+\sigma)_t; \end{aligned} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad (4.2)$$

y, mediante fáciles transformaciones, se deduce de la (4.1):

$$\beta^{i(n)} = \frac{\sum_{\alpha}^{\omega_a-1}{}_x\, {}_sK_x \cdot i_x \cdot \psi_x \cdot {}_{|n}a_{x,\varphi}^i}{\sum_{\alpha}^{\omega_a-1}{}_x\, K_x \cdot i_x \cdot {}_{|n}a_{x,j}^i} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (4.3)$$

donde: ${}_{|n}a_{x,\varphi}^i$ y ${}_{|n}a_{x,j}^i$ son anualidades temporales "sui generis", puesto que al ser cargadas sobre un inválido serían descontadas a los factores de descuento económico-demográfico $1/(1+\varphi)$, o simplemente demográfico $1/(1+j)$, respectivamente; y α; ω_{a-1} son las edades más baja y más alta, respectivamente, de los asegurados activos (régimen puro de invalidez).

El valor de $\beta^{i(n)}$ disminuye a medida que n crece, tendiendo por lo tanto a un límite alcanzable al fin de $\omega_i-\alpha-1$ años, siendo ω_i la edad límite de la tabla de eliminación de inválidos, cuando las anualidades que figuran en la fórmula (4.3) se transforman de temporales en vitalicias (estado estacionario).

5.—Ejemplo numérico

Para concretar el resultado a que se llega mediante la aplicación de

la fórmula (4.3) a una situación real, vamos a efectuar el cálculo de su valor con base en los siguientes elementos:

Como valores de K_x y ${}_sK_x$ tomaremos aquellos de la masa de asegurados activos de los Institutos del Comercio y la Industria, censados en 1938, en número superior a un millón y medio, y reunidos en grupos quinquenales de edades. Esa distribución sirvió de base para los cálculos actuariales del proyecto de Ley Orgánica de Previsión Social.(1)

Como tasa de entrada en invalidez i_x, adoptaremos la tabla elaborada a base de las experiencias de las antiguas Cajas Ferroviarias en el período de 1923 a 1936 y con la distribución de los expuestos a riesgos semejante a la del censo de los asegurados en 1938.(2)

Como ley de eliminación de los inválidos utilizaremos la de la tabla elaborada por la Sección Información del Servicio Actuarial del Ministerio del Trabajo, basada en la experiencia de 1923 a 1941 de las antiguas Cajas de Jubilaciones y Pensiones, y ajustada por la Ley de Lazarus.(3)

Como tasa de crecimiento de la masa activa asegurada y de la hoja de salario de contribución, adoptaremos la observada en el período de 1938 (a partir de cuyo año no se creó ninguna institución más de previsión social) a 1956 (a partir de cuyo año se volvió móvil el límite de salario de contribución, con una modificación profunda con respecto a las condiciones anteriores) en las instituciones de previsión social en conjunto y convenientemente ajustada por el método de los cuadrados mínimos, obtuvimos, de esta forma: $j = 0.04282$; $\varphi = 0.18637$; y en consecuencia, $\sigma = 0.13766$.

Finalmente, para ψ_x se adoptó el valor resultante de tomarse como salario de beneficio la media de los salarios de los últimos tres años, conforme a la escala de observación mencionada en primer lugar, y de aplicar a esa media un coeficiente de reducción igual a 2/3.

Los resultados obtenidos fueron los siguientes:

CUADRO 5.1

VALORES DE i_x, K_x, ${}_sK_x$ Y ψ_x.*

GRUPOS DE EDADES	i_x	K_x	${}_sK_x$	ψ_x
13–17	0.00680	0.10354	0.04534	0.61877
18–22	0.00479	0.20972	0.15542	0.60979
23–27	0.00332	0.17737	0.17301	0.63488
28–32	0.00255	0.13710	0.15099	0.66466
33–37	0.00288	0.11265	0.13694	0.64328

(1) Anteproyecto de Ley Orgánica de Previsión Social. Subcomisión de Seguro Social, Comisión Nacional del Bienestar Social. M.T.I.C. Departamento de Prensa Nacional, 1952, pág. 58.

(2) Ver *Sobre una Tabla de Invalidez para los Ferroviarios Brasileños.*—G. Q. P. M. Boletim do Instituto Bresileiro de Atuaria, Año I, No. 1, septiembre de 1945, págs. 86 y 87.

(3) Véase *Sobre un Problema de Ajustamiento Analítico.*—Rio Nogueira, Revista Brasileira de Estadística, Año XI, No. 42, abril/junio de 1950, págs. 183 y siguientes.

Grupos de edades	i_x	K_x	${}_sK_x$	ψ_x
38–42	0.00412	0.08734	0.11008	0.65281
43–47	0.00673	0.06551	0.08679	0.66361
48–52	0.01193	0.05026	0.06609	0.65748
53–57	0.02093	0.02996	0.04013	0.67454
58–62	0.06033	0.01785	0.02357	0.68293
63–67	0.19673	0.00689	0.00925	0.66795
68–72	0.56000	0.00181	0.00239	0.69932.

* Los valores de i_x y ψ_x corresponden a la edad central, y los de K_x y ${}_sK_x$ al conjunto de las edades del grupo.

CUADRO 5.2

Valores de ${}_{|n}a^{i}_{x,\varphi}$

Edad central x	Plazo: n						
	5	10	15	20	25	30	35
15	2.483	2.950	3.090	3.134	3.148	3.153	3.155
20	3.173	4.121	4.421	4.472	4.503	4.514	4.563
25	3.313	4.360	4.697	4.807	4.843	4.853	4.856
30	3.334	4.408	4.757	4.871	4.905	4.914	4.917
35	3.350	4.438	4.792	4.899	4.929	4.938	4.941
40	3.354	4.444	4.773	4.866	4.894	4.902	4.905
45	3.351	4.362	4.648	4.733	4.759	4.767	4.769
50	3.481	4.465	4.755	4.845	4.873	4.881	4.884
55	3.096	4.008	4.291	4.379	4.405	4.412	4.413
60	3.275	4.292	4.608	4.701	4.725	4.729	4.729
65	3.313	4.345	4.649	4.726	4.739	4.739	4.739
70	3.283	4.481	4.495	4.536	4.539	4.539	4.539

Edad central x	Plazo: n						
	40	45	50	55	60	65	ω_i^{-1-x}
15	3.155	3.155	3.155	3.155	3.155	3.155	3.155
20	4.563	4.564	4.564	4.564	4.564	4.564	4.564
25	4.857	4.858	4.858	4.858	4.858	4.858	4.858
30	4.918	4.918	4.919	4.919	4.919	4.919	4.919
35	4.941	4.942	4.942	4.942	4.942	4.942	4.942
40	4.906	4.906	4.906	4.906	4.906	4.906	4.906
45	4.770	4.770	4.770	4.770	4.770	4.770	4.770
50	4.884	4.884	4.884	4.884	4.884	4.884	4.884
55	4.413	4.413	4.413	4.413	4.413	4.413	4.413
60	4.729	4.729	4.729	4.729	4.729	4.729	4.729
65	4.739	4.739	4.739	4.739	4.739	4.739	4.739
70	4.539	4.539	4.539	4.539	4.539	4.539	4.539

CUADRO 5.3

VALORES DE $_{|n}a^{i}_{x,j}$

EDAD CENTRAL x	PLAZO: n						
	5	10	15	20	25	30	35
15	2.948	4.047	4.676	5.056	5.289	5.433	5.523
20	3.913	6.154	7.507	8.337	8.851	9.170	9.357
25	4.108	6.586	8.109	9.051	9.635	9.979	10.164
30	4.139	6.682	8.257	9.232	9.806	10.115	10.284
35	4.162	6.739	8.335	9.274	9.780	10.057	10.221
40	4.167	6.748	8.268	9.087	9.534	9.800	9.957
45	4.162	6.612	7.932	8.654	9.082	9.082	9.336
50	4.023	6.190	7.375	8.078	8.495	8.728	8.837
55	3.932	6.085	7.360	8.117	8.539	8.738	8.803
60	4.054	6.456	7.880	8.675	9.049	9.172	9.186
65	4.114	6.554	7.916	8.558	8.769	8.793	8.793
70	4.084	6.364	7.438	7.790	7.831	7.831	7.831

EDAD CENTRAL x	PLAZO: n						
	40	45	50	55	60	65	ω_i^{-1-x}
15	5.575	5.604	5.619	5.628	5.634	5.637	5.639
20	9.459	9.514	9.546	9.566	9.577	9.582	9.584
25	10.265	10.325	10.361	10.381	10.390	10.393	10.393
30	10.399	10.444	10.477	10.493	10.498	10.499	10.499
35	10.319	10.373	10.399	10.407	10.408	10.408	10.408
40	10.045	10.087	10.100	10.102	10.102	10.102	10.102
45	9.544	9.566	9.569	9.569	9.569	9.569	9.569
50	8.873	8.877	8.877	8.877	8.877	8.877	8.877
55	8.811	8.811	8.811	8.811	8.811	8.811	8.811
60	9.186	9.186	9.186	9.186	9.186	9.186	9.186
65	9.793	8.793	8.793	8.793	8.793	8.793	8.793
70	7.831	7.831	7.831	7.831	7.831	7.831	7.831

Combinando los valores constantes de los Cuadros 5.1, 5.2 y 5.3 arriba citados, de conformidad con la fórmula (4.3), encontramos los siguientes valores de $\beta^{i(n)}$.

CUADRO 5.4

VALORES DE $\beta^{i(n)}$

n	$\beta^{i(n)}$	n	$\beta^{i(n)}$	n	$\beta^{i(n)}$
5	0.6254	30	0.4047	55	0.3977
10	0.5233	35	0.4012	60	0.3976
15	0.4600	40	0.3993		
20	0.4282	45	0.3984	$80=\omega_i^{-1-\alpha}$	0.3975
25	0.4124	50	0.3979		

Se observa, según las hipótesis hechas, que la caída de $\beta^{i(n)}$ sería relativamente rápida durante los 30 primeros años, digamos, de vigencia del seguro, para en seguida descender lentamente, estabilizándose finalmente, en el valor de 47.64% por debajo del nivel inicial (para $n = 0$), al fin de 80 años de seguro, en el caso citado.

Si las condiciones estudiadas en este ejemplo numérico, que reflejan los hechos ocurridos en el Brasil, entre 1938 y 1956, pudiese extrapolarse para períodos anteriores y posteriores a esas fechas, tendríamos, a partir de 1923, época de la institución del seguro social en el país, la siguiente evolución, referida a los diversos años cronológicos:

CUADRO 5.5

AÑO	$\beta^{i(n)}$ (%)	AÑO	$\beta^{i(n)}$ (%)
1923	75.92	1948	41.24
1928	62.54	1953	40.47
1933	52.33	1958	40.12
1938	46.00	1963	39.93
1943	42.82	1968	39.84

Esto significa que de no haber habido ningún reajuste en el valor de las jubilaciones por invalidez en vigor, éstas representarían hoy, por término medio, cerca del 40% del valor del salario medio de los activos, partiendo el beneficio, inicialmente del 75.92% del mismo salario.