

ESTIMACIÓN MEDIANTE DATOS DE PANEL DE LA INFLUENCIA DEL PODER ADQUISITIVO SOBRE EL MERCADO ASEGURADOR EN LAS PRINCIPALES ECONOMÍAS OCCIDENTALES

Irene Albarrán Lozano^(*) y Pablo Alonso González^(**)

RESUMEN:

Este trabajo trata de reflejar la influencia que el poder adquisitivo tiene sobre la suscripción de pólizas de seguros medidas a precio de mercado. Con el fin de explicar la relación entre el poder de compra y la suscripción per cápita tanto de pólizas de seguros de vida como de no vida, se ha utilizado una estimación econométrica de datos de panel. La muestra analizada corresponde a cifras de los principales países desarrollados durante los últimos años de la década de los 90.

PALABRAS CLAVE: poder de paridad de compra, datos de panel, suscripción per cápita de seguros, demanda de seguros.

^(*) Profesora Titular del Departamento de Economía Aplicada y Organización de Empresas
Facultad de Estudios Empresariales y Turismo
Avda. Universidad s/n - 10071 Cáceres. Teléfono: 927-257480, Fax: 927-257481
e.mail: ialbaloz@unex.es

^(**) Profesor Asociado del Departamento de Economía Financiera y Contabilidad
Facultad de Estudios Empresariales y Turismo
Avda. Universidad s/n - 10071 Cáceres. Teléfono: 927-257480, Fax: 927-257481
e.mail: pabloalonso@eresmas.net

1.- INTRODUCCIÓN

Se trata de examinar la relación entre el nivel de ingresos y el gasto en seguros (tanto del ramo de vida como del de no vida) en 17 países: 15 europeos -los de la UE-, además de Estados Unidos y Japón desde 1995 hasta el año 2000. Estos 17 países (Austria, Bélgica, Dinamarca, Finlandia, Francia, Alemania, Grecia, Irlanda, Italia, Japón, Luxemburgo, Holanda, Portugal, España, Suecia, Gran Bretaña y EE.UU.), según los datos más recientes publicados por Sigma 6/2001, representan el 85,55% de las primas mundiales totales (2.653.829 miles de €), el 86,24% en seguros de vida (1.652.081 miles de €) y el 84,54% en seguros no vida (1.001.748 miles de €).

El negocio asegurador de la última década del siglo XX se ha concentrado en los mercados de América del Norte, Europa Occidental, Japón y Oceanía acumulando entre ellos el 90,7% de las primas totales del año 2000. Como en años anteriores, Japón es el país cuyo gasto anual en seguros de vida per cápita es mayor (3.437 €), mientras que en seguros no vida es Suiza con un gasto por persona de 1.706 €al año.

Entre 1995 y 2000 la evolución de los seguros de vida ha sido creciente y, en términos relativos, más significativa que la experimentada por los seguros de no vida debido a la influencia de factores como el fenómeno de las primas únicas, las pensiones privadas y los unit linked.

El ramo de seguros de no vida registró una tasa de crecimiento en el año 2000 mayor que en años anteriores debido a la influencia del efecto de la globalización.

El análisis empírico que se realiza en este trabajo utiliza básicamente magnitudes de dos tipos:

- a) Gasto en seguros. Primas de seguro directo netas de reaseguro suscritas en el territorio nacional. Respecto a la diferenciación entre seguros de vida y no vida, se han respetado los convenios internacionales al respecto, de manera que los seguros de accidentes y salud se consideran dentro del ramo de seguros no

vida. Las cifras de gasto utilizadas corresponden al gasto per cápita.

- b) Poder adquisitivo medido a través del poder de paridad de compra (a partir de ahora, PPC) como una unidad de cuenta que permite llevar a cabo comparaciones entre países al eliminar el efecto distorsionante que ocasiona la existencia de diferentes niveles de precios.¹

Por tanto, el principal objetivo del estudio es cuantificar la relación que puede existir entre el gasto en seguros y el poder adquisitivo de una selección de 17 países, todo ello en términos per cápita.

La relación entre las primas de seguros (ramo de vida y de no vida) y los ingresos se examinan en el marco de los estudios con datos de panel aunque en la mayoría de las investigaciones se emplean datos de sección cruzada. Los ingresos han sido considerados, generalmente, como uno de los factores más relacionados con los gastos en primas de seguros.

Comprender las razones por las que se demandan y suscriben pólizas de seguro, en especial de seguros de vida, ha sido uno de los temas de estudio más importantes desde hace décadas. En la literatura al respecto existen investigaciones en materia de seguros de vida y no vida teóricas aunque la mayoría incluyen aplicaciones empíricas. Los resultados obtenidos reflejan que existen factores económicos, sociales, políticos, culturales, demográficos, legislativos y tecnológicos que pueden considerarse significativamente determinantes de la demanda de seguros.

Damhoeri (1992) encontró una relación positiva entre los ingresos y la demanda de seguros tanto de vida como de no vida. Klock y Pfeffer (1974) afirman que la demanda de seguros depende de tres factores: políticos, económicos y variables personales.

¹ La metodología utilizada para elaborar las series de PPC puede encontrarse en "Comparaison en termes réeles des agrégats du SEC. Resultats 1994". EUROSTAT, Brussels, 1996.

Durante años la literatura en materia de seguros ha estado repleta de afirmaciones sobre el consumidor de seguros, factores que afectan a la decisión de suscripción de pólizas de seguros etc, por lo que se considera que es un tema que ha captado la atención de numerosos autores. Además, la mayoría de los análisis se sustentan en formulaciones matemáticas relativas a aspectos muy concretos de la demanda de seguros como:

- aversión al riesgo y demanda
- determinantes de la demanda teórica y su relación con la utilidad esperada
- estudios empíricos sobre los **seguros de vida** que analizan la relación entre el gasto en seguros de vida y algunas características económicas, sociales, políticas, culturales y demográficas, como por ejemplo los llevados a cabo por Burnett y Palmer (1984) y por Cameron y Trivedi (1991)
- investigaciones empíricas en **seguros no vida** sobre determinantes de la oferta y la demanda (nacional e internacional) de seguros no vida en los que se estudia empíricamente el efecto de las características de las familias sobre la demanda de seguros constatándose que la renta y el número de preceptores están relacionadas positivamente con el gasto en seguros del ramo no vida: Outreville (1990) y Grace y Skipper (1991), por ejemplo
- aplicaciones empíricas tanto al **ramo de vida como al de no vida** en la misma línea que los anteriores estudios mencionados destacando la investigación de Showers y Shotick (1994).

Algunos otros estudios analizan específicamente las variaciones en la demanda de seguros de vida en distintos países relacionándolo con factores económicos, demográficos, socio-culturales y legislativos mencionados previamente.

Los ingresos, la tasa de inflación futura, el número y la edad de las personas dependientes que viven en los hogares y la urbanización son considerados como algunos de los factores económicos tradicionales. Muchas de estas variables son determinantes en estudios de sección cruzada aunque no resultan significativos en estudios de series temporales considerando distintos países y datos agregados. Sólo los

ingresos aparecen sistemáticamente como factor positivo determinante de las ventas de seguros de vida. Si se consideran los ingresos como uno de los factores asociados al consumo de seguros de vida, podría asumirse, a priori, que el gasto en seguros de vida está en función de los ingresos. Sin embargo, la medida en la que afectan las variaciones en la renta sobre el consumo de dichos seguros no está tan clara.

Hakansson (1969), Fortune (1973) y Cambell (1980) demuestran que la demanda de seguros de vida está directa y positivamente correlacionada con los ingresos. Si éstos aumentan, el gasto en seguros de vida también lo hace.

Utilizando datos nacionales agregados Fortune (1973), Beenstock, Dickinson y Khajuria (1986) así como Truett y Truett (1990) han demostrado que el gasto en primas de seguros de vida y los ingresos nacionales están positivamente relacionados. Por tanto, los países con mayores niveles de renta son los que demandan y suscriben mayor número de pólizas de seguros de vida.

El trabajo que se presenta consta de cuatro partes. En la primera se ha expuesto una introducción en la que se consideran varias de las referencias más importantes que existen en la literatura sobre el tema. Posteriormente, se plantea el modelo econométrico empleado para analizar los datos de panel, distinguiéndose dos modelos: uno de efectos fijos y otro de efectos aleatorios. En la tercera parte aparecen los resultados empíricos obtenidos considerando el gasto total en seguros así como los modelos separados tanto para los seguros de vida como los no vida. Y, por último, antes de la bibliografía se sintetizan las principales conclusiones extraídas en la investigación.

2.- ASPECTOS ECONOMÉTRICOS

Para lograr el objetivo deseado se han utilizado datos de panel - combinación de series temporales con sección cruzada-. Para ello, se estimará una regresión con término constante diferente para cada individuo analizado. Existen dos sistemas para realizarlo: el modelo de efectos fijos y el de efectos aleatorios.

Modelo de efectos fijos.

Conocido también como el método de los mínimos cuadrados de variable artificial. En este caso, la expresión general del modelo a estimar es la siguiente:

$$y_{it} = \alpha_i^* + \beta' x_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

siendo:

α_i^* es un escalar que recoge los efectos específicos del i -ésimo individuo. Es constante en el tiempo.

β' es un vector $1 \times K$ de parámetros que recogen los efectos de las K variables explicativas

x_{it} es a vector $K \times 1$ de variables explicativas que varía para cada individuo y a lo largo del tiempo

u_{it} es el término de error. Se supone que los errores son variables aleatorias idénticamente distribuidas con media cero y varianza constante de valor σ_u^2 .

El estimador a utilizar tiene la siguiente expresión:

$$\hat{\beta}_{CV} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)' \right]$$

en donde los paréntesis recogen las desviaciones de la variable respecto de su media aritmética.

El modelo general anterior puede ser expresado de forma equivalente introduciendo un término constante general -o media común-, μ , de la forma:

$$y_{it} = \mu + \beta' x_{it} + \alpha_i + u_{it}$$

Dado que μ y α son parámetros fijos, sin restricciones adicionales, este modelo así definido es imposible de estimar. Una forma de evitar este inconveniente es la incorporación de la siguiente restricción:

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i = 0$$

según la cual, el sentido dado a cada α_i sería el de la desviación del individuo i -ésimo respecto a la media común μ .

Modelo de efectos aleatorios.

Conocido también como modelo de componentes de la varianza -o de componentes del término de error-. En este caso, los α_i se tratan como si fueran variables aleatorias. Es decir, se acepta que el α_i específico de cada individuo no sea una constante sino que pueda variar. De esta forma, el término de error, v_{it} , consta de tres componentes:

- uno asociado al individuo, α_i
- otro asociado al tiempo, λ_t
- otro asociado a los efectos no recogidos en las variables explicativas, u_{it} .

Por tanto, podemos expresarlo como:

$$v_{it} = \alpha_i + \lambda_t + u_{it}$$

todos ellos, con media cero, independientes entre sí, con varianza constante y no correlacionados con las variables explicativas, es decir:

$$E(\alpha_i) = E(\lambda_t) = E(u_{it}) = 0, \quad E(\alpha_i \lambda_t) = E(\lambda_t u_{it}) = E(\alpha_i u_{it}) = 0$$

$$E(\alpha_i \alpha_j) = \begin{cases} \sigma_\alpha^2 & \text{si } i = j \\ 0 & \text{si } i \neq j \end{cases}$$

$$E(\lambda_t \lambda_s) = \begin{cases} \sigma_\lambda^2 & \text{si } t = s \\ 0 & \text{si } t \neq s \end{cases}$$

$$E(u_{it} u_{js}) = \begin{cases} \sigma_u^2 & \text{si } i = j, t = s \\ 0 & \text{en cualquier otro caso} \end{cases}$$

y

$$E(\alpha_i \mathbf{x}'_{it}) = E(\lambda_t \mathbf{x}'_{it}) = E(u_{it} \mathbf{x}'_{it}) = \mathbf{0}$$

Si suponemos que $\lambda_t = 0 \forall t$, entonces nos resulta el siguiente modelo:

$$\mathbf{y}_i = \tilde{\mathbf{X}}_i \boldsymbol{\delta} + \mathbf{v}_i \quad i = 1, 2, \dots, N$$

$T \times 1 \quad T \times (K+1) \quad (K+1) \times 1 \quad T \times 1$

en donde:

$$\tilde{\mathbf{X}}_i = (\mathbf{e}, \mathbf{X}_i)$$

$$\boldsymbol{\delta} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\mu} \\ \boldsymbol{\beta} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{v}'_i = [\mathbf{v}_{i1}, \dots, \mathbf{v}_{iT}] \text{ y } v_{it} = \alpha_i + u_{it}$$

cuya estimación exige la utilización de mínimos cuadrados generalizados pues los residuos del modelo están correlacionados entre sí al estar α_i incluido tanto en v_{it} como en $v_{is} \forall t \neq s$. En este caso, la expresión del estimador resulta ser la siguiente:

$$\begin{aligned}\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{MCG}} &= \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right]^{-1} \cdot \\ &\quad \left[\frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{y}_i + \psi \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})' \right] \\ &= \Delta \hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{b}} + (\mathbf{I}_K - \Delta) \hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{CV}} \\ \hat{\boldsymbol{\mu}}_{\text{MCG}} &= \bar{\mathbf{y}} - \hat{\boldsymbol{\beta}}'_{\text{MCG}} \bar{\mathbf{x}}\end{aligned}$$

en donde:

$$\begin{aligned}\Delta &= \psi T \left[\sum_{i=1}^N \mathbf{X}_i' \mathbf{Q} \mathbf{X}_i + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right] \\ \hat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{b}} &= \left[\sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{x}_i - \bar{x})' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})' \right] \\ \Psi &= \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T\sigma_\alpha^2} \\ \mathbf{Q} &= \mathbf{I}_T - \frac{1}{T} \mathbf{e} \cdot \mathbf{e}'\end{aligned}$$

Una vez que conocemos los dos sistemas por los cuales se puede estimar nuestro modelo, el problema se centra ahora en elegir uno de ellos. Para dilucidar entre ambos, se puede utilizar el criterio expuesto por Hausman (1978). Para este autor, el modelo de efectos fijos puede ser visto como aquél que es útil para realizar inferencias en la muestra utilizada, mientras que el de efectos aleatorios sería aquél que es útil para realizar inferencias en toda la población. Según este criterio, teniendo en cuenta que el estudio se centra en la relación entre el PPC y el gasto per capita en seguros en 17 países, se ha escogido el modelo de efectos fijos. A la hora de llevar a cabo la estimación se ha optado

por el modelo que recoge término constante común y uno específico para cada país, es decir:

$$y_{it} = \mu + \beta'X_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad \text{y} \quad \sum_{i=1}^{17} \alpha_i = 0$$

3.- RESULTADOS EMPÍRICOS

Como se ha indicado al principio del punto 1, la estimación se ha realizado utilizando datos de los años 1995 a 2000, ambos inclusive, de los 17 países que aparecen en la tabla 1 (Códigos de países).

Los datos sobre primas de seguros para Estados Unidos y Japón se han obtenido de Sigma, en concreto de los números 4/97, 4/98, 3/99, 7/99, 9/00 y 6/01. Todos los datos que allí aparecen están expresados en millones de dólares estadounidenses. Para los datos europeos se han utilizado las memorias del Comité Europeo Asegurador. Dichas cifras se publican en millones de ecus y de euros, según el año. Las estimaciones se han realizado tomando todas las cifras en euros, por lo que se hizo necesaria la conversión de los datos de EE.UU. y Japón a la moneda única. Para ello, se tomó como tipo de cambio anual la media calculada a partir de los datos mensuales que publica el Banco de España en su Boletín estadístico. Por lo que se refiere a los datos de población, se han utilizado las cifras del World Population Prospect, elaborado por la División de Población de Naciones Unidas. Por lo que se refiere a las cifras de PPC, los datos se han tomado del Eurostat y de la Dirección General II de la Comisión Europea.

El análisis se ha realizado distinguiéndose entre:

- gastos en seguros de vida -a partir de ahora SV-
- gastos en seguros de no vida -a partir de ahora, SNV-

En ambos casos, la restricción sobre el término constante específico de cada país se expresa de la forma:

$$\alpha_5 = \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq 5}}^{17} -\alpha_i$$

siendo α_5 el parámetro correspondiente a España, el cual deberá ser calculada una vez que lo hayan sido los otros 16.

Estimación de SV sobre PPC

El modelo planteado tiene como ecuación explicativa:

$$SV_{it}^{\hat{}} = \hat{\mu} + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq 5}}^{17} \hat{\alpha}_i + \hat{\beta} \cdot PPC_{it}$$

Del análisis de los residuos de la estimación de esta ecuación se concluyó que era necesaria la utilización de la transformación logarítmica tanto en SV como en PPC. Tras ello, el modelo a estimar se expresa de la forma:

$$\ln(SV_{it}^{\hat{}}) = \hat{\mu} + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq 5}}^{17} \hat{\alpha}_i + \hat{\beta} \cdot \ln(PPC_{it})$$

Nuevamente, del análisis de los residuos del modelo se aprecia la existencia de observaciones anómalas -superiores en valor absoluto a $2,5\hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ - para las correspondientes a Italia en 1995 y 1996, que se procede a corregir mediante la inclusión de variables dummy que denotaremos por ITA95_96 respectivamente. Incorporando esta variable, los resultados finales de la estimación son los que aparecen en la tabla 2 (ln(SV) sobre ln(PPC). Coeficientes finales).

El test de Jarque-Bera arroja un valor de 0,78, por lo que aceptamos la hipótesis de normalidad en los residuos. De igual forma, al realizar el test de White se obtiene un valor de 1,51, por lo que aceptamos que la

varianza de los residuos es constante. Por todo ello, podemos considerar que los parámetros de la tabla 2 son los correspondientes al modelo adecuado para recoger la relación entre SV y PPC -realmente, entre $\ln(SV)$ y $\ln(PPC)$ -. Para finalizar el proceso de estimación sólo queda por calcular el parámetro $\hat{\alpha}_5$, el cual se obtiene a partir de la expresión:

$$\hat{\alpha}_5 = \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq 5}}^{17} -\hat{\alpha}_i$$

obteniéndose un valor de -0,235661 con una desviación típica de 0,061061.

Estimación de SNV sobre PPC

El modelo planteado tiene como ecuación explicativa:

$$S\hat{N}V_{it} = \hat{\mu} + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq 5}}^{17} \hat{\alpha}_i + \hat{\beta} \cdot PPC_{it}$$

Al igual que en el caso anterior, del análisis de los residuos de la estimación de esta ecuación se concluyó que también era necesaria la utilización de la transformación logarítmica tanto en SV como en PPC. Tras ello, el modelo a estimado adoptaba la forma:

$$\ln(S\hat{N}V_{it}) = \hat{\mu} + \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq 5}}^{17} \hat{\alpha}_i + \hat{\beta} \cdot \ln(PPC_{it})$$

De forma similar al modelo anterior, del análisis de los residuos del modelo se aprecia la existencia de observaciones anómalas -superiores en valor absoluto a $2,5 \hat{\sigma}_{\hat{\mu}}$ - para las correspondientes a Francia en 1995 y 1996, que se procede a corregir mediante la inclusión de una

variable dummy que denominaremos FRA95_96. Incorporando esta variable, los resultados finales de la estimación son los que aparecen en la tabla 3 (ln(SNV) sobre ln(PPC). Coeficientes finales).

Al aplicar el test de Jarque-Bera se obtiene un valor de 2,07, por lo que aceptamos la hipótesis de normalidad en los residuos. De forma similar, al realizar el test de White se obtiene un valor de 1,27, por lo que aceptamos que la varianza de los residuos es constante. Por todo ello, podemos considerar que los parámetros de la tabla 3 son los correspondientes al modelo adecuado para recoger la relación entre SNV y PPC -realmente, y al igual que en el modelo anterior, entre ln(SNV) y ln(PPC)-. Para concluir el proceso de estimación sólo queda por calcular el parámetro $\hat{\alpha}_5$, el cual se obtiene de igual forma que en el proceso de estimación anterior, obteniéndose para este parámetro un valor de -0,231178 con una desviación típica de 0,069991.

4.- CONCLUSIONES

Los principales resultados que se derivan de este estudio se pueden resumir como sigue:

- 1) En ambos casos, SV y SNV, PPC influye positivamente sobre el gasto en ellos. Sin embargo, la intensidad con que PPC afecta al gasto es distinta. Así, SV se muestra mucho más sensible que SNV: la elasticidad de SV respecto del PPC es de 2,55 frente a 0,85 en el caso de SNV.
- 2) Si nos atenemos a los valores de los α_i específicos de cada país, encontramos que la muestra analizada puede ser dividida en varios bloques, distinguiendo entre:
 - países con muy alto nivel de aseguramiento: aquéllos con un $\alpha_i > 0,50$.
 - países con alto nivel de aseguramiento: aquéllos con un α_i entre 0 y 0,50.

- países con bajo nivel de aseguramiento: aquéllos con un α_i entre -0,50 y 0.
- países con muy bajo nivel de aseguramiento: aquéllos con un $\alpha_i < -0,50$

Teniendo en cuenta la distinción entre vida y no vida y los resultados de las estimaciones expuestas en las tablas 2 y 3, la situación de la muestra podría sintetizarse en la tabla 4 (Ordenación de países según coeficientes):

A la vista de la citada tabla podemos resaltar que:

- a) Existe un conjunto de países con un elevado nivel de aseguramiento tanto en vida como en no vida (Luxemburgo, Japón, Reino Unido, Francia y Holanda).
- b) Resulta llamativa la posición de EE.UU. con unos niveles excepcionalmente bajos en seguros de vida pero muy altos en no vida. Ello se debe, sin duda, a la peculiar situación de las prestaciones sociales y de los seguros médicos privados en aquel país.
- c) Finalmente, destaca el pobre desarrollo del mercado asegurador en los países mediterráneos, si bien es cierto que este aspecto es susceptible de matización en el caso italiano pues presenta un fortísimo crecimiento del 303% en seguros de vida durante periodo analizado.

Tabla 1: Códigos de países

CÓDIGO	PAÍS	NOMBRE ABREVIADO
1	Alemania	ALE
2	Austria	AUS
3	Bélgica	BEL
4	Dinamarca	DIN
5	España	ESP
6	Finlandia	FIN
7	Francia	FRA
8	Grecia	GRE
9	Holanda	HOL
10	Irlanda	IRL
11	Italia	ITA
12	Japón	JAP
13	Luxemburgo	LUX
14	Portugal	POR
15	Suecia	SUE
16	Reino Unido	UK
17	Estados Unidos	USA

Tabla 2: $\ln(SV)$ sobre $\ln(PPC)$. Coeficientes finales

Variable	Coeficiente	Desviación estándar	Estadístico t
μ	-18,59007	1,424180	-13,05317
ALE	-0,346451	0,052826	-6,558401
AUS	-0,638069	0,053408	-11,94697
BEL	-0,283250	0,053207	-5,323530
DIN	-0,078337	0,055525	-1,410855
FIN	0,607181	0,053500	11,34923
FRA	0,450635	0,053024	8,498762
GRE	-1,052893	0,084463	-12,46571
HOL	0,132841	0,053542	2,481065
IRL	0,098700	0,052795	1,869498
ITA	-0,542077	0,063980	-8,472622
JAP	0,930263	0,054446	17,08612
LUX	0,956529	0,091159	10,49294
POR	-0,216914	0,075285	-2,881223
SUE	0,132011	0,053034	2,489184
UK	0,768658	0,053233	14,43942
USA	-0,683166	0,073558	-9,287493
LN(PPC)	2,546588	0,143092	17,79684
ITA95_96	-0,547847	0,116866	-4,687811

y

$$R^2 = 0,985$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{u}} = 0,133$$

Tabla 3: ln(SNV) sobre ln(PPC). Coeficientes finales

Variable	Coefficiente	Desviación estándar	Estadístico t
μ	-2,124815	0,710407	-2,990984
ALE	0,388102	0,026519	14,63505
AUS	0,243821	0,026813	9,093369
BEL	0,106738	0,026712	3,995900
DIN	0,123727	0,027870	4,439423
FIN	-0,328428	0,026843	-12,23523
FRA	0,156603	0,032096	4,879220
GRE	-1,457110	0,042199	-34,52912
HOL	0,402464	0,026880	14,97272
IRL	-0,075565	0,026503	-2,851242
ITA	-0,303239	0,026566	-11,41454
JAP	0,188757	0,027332	6,906144
LUX	0,530672	0,045610	11,63490
POR	-0,439159	0,037637	-11,66830
SUE	-0,136739	0,026615	-5,137646
UK	0,355957	0,026712	13,32558
USA	0,474577	0,036847	12,87980
LN(PPC)	0,850443	0,071382	11,91400
FRA95_96	0,246239	0,058299	4,223724

y

$$R^2 = 0,991$$

$$\hat{\sigma}_{\hat{u}} = 0,066$$

Tabla 4: Ordenación de países según coeficientes

		NO VIDA			
		MUY ALTO	ALTO	BAJO	MUY BAJO
V I D A	MUY ALTO	LUX	JAP UK	FIN	
	ALTO		FRA HOL	SUE IRL	
	BAJO		DIN BEL ALE	POR ESP	
	MUY BAJO		AUS USA	ITA	GRE

BIBLIOGRAFIA

Burnett, J.J. y Palmer, B.A. (1984), “Examining life insurance ownership through demographic and psycho graphic characteristics”, *Journal of Risk and Insurance*, 3, 453-467.

Cambell, R.A. (1980), “The demand for life insurance: an application of the economics of uncertainty”, *Journal of Finance*, 35, 1155-72.

Cameron, R.A. y Trivedi, P.K. (1991), “The role of income and health risk in the choice of health insurance evidence from Australia”, *Journal of Public Economics*, 45, 1-28.

Damhoeri, K.B. (1992), A cross-country analysis of the determinants of life and non-life insurance supply and demand, Doctoral Dissertation, Georgia State University.

EUROSTAT, (1996), “Comparaison en termes réeles des agrégats du SEC. Resultats 1994”, Brussels.

Fortune, P. (1973), “A theory of optimal life insurance: developments and tests”, *Journal of Finance*, 27, 587-600.

Grace, M.F. y Skipper, H.D. (1991), An analysis of the demand and supply determinants for non-life insurance internationally, Working paper 91-5, Georgia State University.

Hakansson, N.H. (1969), Optimal investment and consumption strategies under risk and uncertain lifetime and insurance, *International Economic Review*, 10, 443-466.

- Hausman, J.A.** (1978), "Specification tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, 1251-71.
- Hausman, J.A.** (1979), "Attrition bias in experimental and panel data: The gary income maintenance experiment", *Econometrica*, 47, 455-73.
- Hsiao, C.** (1986), Analysis of panel data, Cambridge University Press.
- Kim, D.** (1989), The determinants of life insurance growth in developing countries with particular references to the Republic of Korea, Doctoral Dissertation, Georgia State University.
- Kim, K.** (1992), International analysis of life insurance consumption, Doctoral Dissertation, University of Georgia.
- Klock, D.R. and Pfeffer, I.** (1974), Perspectives on insurance, Prentice-Hall, Inc.
- Mazodier, P. y Trognon, A.**(1978), "Heteroskedasticity and stratification in error component models", *Annales de l'INSEE*, 30-1, 451-82.
- Outreville, J.F.** (1990), "The economic significant of insurance markets in developing countries", *Journal of Risk and Insurance*, 50, 3, 487-498.
- Outreville, J.F.** (1996), "Life insurance markets in developing countries", *Journal of Risk and Insurance*, 63, 2, 263-278.
- Sigma** (2001), World insurance in 2000: another boom year for life insurance: return to normal growth for non-life insurance, Swiss Re, Report n° 6/2000.
- Showers, U.E. y Shotick, J.A.** (1994), "The effects of household characteristics on demand for insurance: a Tobit analysis", *Journal of Risk and Insurance*, 61, 3, 492-502.
- Wansbeek, T.J. y Kapteyn, A.** (1982), "A class of decompositions of the variance-covariance matrix of a generalized error components model", *Econometrica*, 50, 713-24.
- Wasow, B.** (1986), Determinants of insurance penetration: A cross-country analysis, New York University Press.