

# La demanda de seguros en Portugal en el período 1961-1982: Una posible aproximación (\*)

Por

JOSÉ MANUEL CORREIA DE ARAÚJO

1. INTRODUCCION
2. EL MODELO DE J. FRANÇOIS OUTREVILLE
  - 2.1. Introducción.
  - 2.2. Los fundamentos teóricos.
  - 2.3. Hipótesis de comportamiento.
  - 2.4. El modelo.
3. EL MODELO PARA PORTUGAL
  - 3.1. Hipótesis y variables.
  - 3.2. Las funciones a estimar.
4. ESTIMACION
  - 4.1. Regresiones iniciales.
  - 4.2. La aplicación de un modelo SRM.
  - 4.3. Vida: Otra especificación.
    - 4.3.1. Las funciones SPLINE.
    - 4.3.2. Vida: Una especificación del tipo «spline function».

## BIBLIOGRAFIA

## ANEXOS:

1. Fuentes de datos.
2. Datos.
3. Vida: Valores observados y valores estimados (gráfico)

---

(\*) Este trabajo fue realizado en el ámbito de la asignatura de Econometría II, del curso para postgraduados en Economía de la Universidad Nueva de Lisboa y que tenía a su cargo el Profesor Manuel Vilares.

## 1. INTRODUCCION (\*)

El presente trabajo tiene como objetivo la formulación y cuantificación de funciones que permitan explicar la evolución en Portugal del volumen global de primas de seguro directo en el Ramo de Vida y en los Ramos Elementales a lo largo del período de 1961-1982.

La consideración del Ramo de Vida separadamente de los otros ramos tiene su razón de ser en que en el Ramo de Vida, todas las modalidades están relacionadas con la probabilidad de supervivencia de las personas que da lugar al pago, a los beneficiarios de los contratos, de indemnizaciones (de capitales o rentas) si es que las personas aseguradas fallecen dentro del período de vigencia de los mismos (seguro para caso de muerte), o si aquellas llegan con vida al momento terminal de los contratos (seguros para caso de vida). El resto de los ramos son ramos elementales que se refieren a los seguros de cosas (por ejemplo, seguros de automóvil y responsabilidad civil; incendio; transportes marítimos), o a seguros de personas «no vida» (seguros de accidentes de trabajo, de accidentes personales) en los que la ocurrencia de la muerte de las personas aseguradas origina el pago de capitales o rentas pero solamente en el caso de que la misma acaezca como resultado de un hecho accidental.

En el presente trabajo se considera el sector asegurador de Portugal en su conjunto excluyendo las Compañías Reaseguradoras e incluyendo, por tanto, al resto de la totalidad de las Compañías de Seguros Privados (hasta 1974), públicas (a partir de 1974), mixtas, Agencias Generales de aseguradoras extranjeras y Mutuas.

Debido a la inexistencia de datos sobre las diversas modalidades de Seguros del Ramo de Vida, así como sobre las diferentes características de los mismos en términos de edad, sexo, profesión y nivel de ingresos de las personas cubiertas, se ha renunciado a la posibilidad de analizar individualmente cada modalidad del Ramo de Vida.

En relación con los distintos Ramos Elementales, a pesar de que existen datos individuales sobre la mayoría de ellos, en este trabajo se ha optado por considerarlos en su conjunto.

Debo, además de poner de manifiesto que debido a la imposibilidad de efectuar una investigación sobre la teoría de la demanda de Seguros y de las aplicaciones empíricas de la misma dada la inexistencia de documentación sobre el tema en Portugal, he tenido que realizar este trabajo tomando como base esencialmente un estudio sobre el mismo asunto realizado para Francia por J. François Outreville [7].

En la primera parte del trabajo presento los puntos de partida del mode-

---

(\*) Agradezco a Filomena Raquel Oliveira, Asistente de la Universidad Nova de Lisboa, su inestimable colaboración.

lo, así como las funciones formuladas por ese autor. En la segunda parte se justifican las modificaciones que creo necesarias para las estimaciones de las anteriores funciones en el caso de Portugal. Finalmente, se presentan los resultados obtenidos así como las diferentes fases del proceso de estimación hasta la obtención de las regresiones finales.

## 2. EL MODELO DE J. FRANÇOIS OUTREVILLE

### 1. Introducción

En el caso de los gastos motivados como consecuencia de las primas de seguros se puede partir del carácter permanente de los mismos, dado que en el caso de los ramos no vida las primas correspondientes pueden considerarse como gastos de consumo corriente dotados de una cierta característica de permanencia. Por otro lado, en el caso del Ramo de Vida, en lo que se refiere a todas las modalidades que incorporan una competente de ahorro, también es correcto considerar el carácter de permanencia de los importes gastados en primas a partir del momento en que se firman los contratos. Se considera, por tanto, que los gastos en primas constituyen una proporción constante en el tiempo de los ingresos familiares permanentes.

### 2.2. LOS FUNDAMENTOS TEÓRICOS

Suponemos que los individuos disponen en cada período de tiempo de una renta cierta  $Y_t, Y_{t+1}, \dots, Y_{t+T}$  en la que  $t+T$  es la edad máxima en la que cualquier persona puede estar cubierta por un seguro, dedicándose estos ingresos a gastos de consumo y a gastos de ahorro (estos últimos influyen en el nivel de riqueza de las personas). A cada uno de estos tipos de gastos se le puede asociar una función de utilidad de manera que el problema de cada individuo sea:

$$\text{Max } U_t = \sum_{i=0}^T \{ a_{t+i} \cdot g(C_{t+i}) + b_{t+i} h(W_{t+i}) \}$$

en el que  $a_{t+i}$  y  $b_{t+i}$  son las funciones de actualización subjetiva de las funciones de utilidad  $g(C_{t+i})$  y  $h(W_{t+i})$ .

El comportamiento de las personas resulta así de dos niveles de decisiones distintos:

a) La distribución del ingreso disponible entre consumo y ahorro.

b) La distribución de la riqueza entre las diversas oportunidades del mercado.

Podemos, por tanto, concluir que la demanda de seguros de cada individuo depende de su nivel de riqueza, y que los contratos de seguros forman parte de la cartera de activos de las personas, dependiendo así de las tasas de interés de las oportunidades de inversión alternativas.

Suponiendo que la riqueza total de las familias ( $W_{t+n}$ ) es igual a la suma del conjunto de sus activos físicos y financieros ( $A_{t+n}$ ) y de su cartera de seguros ( $Q_{t+n}$ ):

$$W_{t+n} = A_{t+n} + Q_{t+n} \text{ donde } \begin{cases} A_{t+n} \geq 0 \text{ y } n = 0, 1, \dots T \\ Q_{t+n} \geq 0 \text{ y } n = 0, 1, \dots T \end{cases}$$

El problema de la distribución de la renta del consumidor es:

$$\text{Max } U_t = \sum_{i=0}^T \{ a_{t+i} g(C_{t+i}) + b_{t+i} h_{t+i} \}$$

Siendo

$$\begin{aligned} Y_{t+i} &= C_{t+i} + S_{t+i}, \quad i = 0, 1, \dots T \\ S_{t+i} &= W_{t+i} - W_{t+i-1}, \quad i = 0, 1, \dots T \\ W_{t+i} &= A_{t+i} + Q_{t+i}, \quad i = 0, 1, \dots T \\ A_{t+i} &\geq 0, \quad Q_{t+i} \geq 0 \\ S_{t+i} &\geq 0, \quad C_{t+i} \geq 0 \end{aligned} \quad i = 0, 1, \dots T$$

Podemos, por tanto, derivar una función de la demanda de seguros con la siguiente forma:

$$Q_t = Q_t \{ Y_t, A_t, P^l, \eta^k \}$$

Donde  $p^l$  es un vector de precios de otros bienes y servicios y  $\eta^k$  es un vector de tasas de interés en relación con las oportunidades de inversión alternativas.

### 2.3. HIPÓTESIS DE COMPORTAMIENTO

Debido a la ambigüedad de su efecto sobre la demanda de los seguros es muy probable que la variable «riqueza», consideradas las familias en su conjunto, sea poco significativa.

Por otro lado, la renta de los asegurados tiene, de forma inequívoca, un efecto positivo sobre la demanda de seguros.

La influencia de la tasa de interés sobre la demanda de los seguros, está todavía mal definida teóricamente (1) siendo, por tanto, preferible introducir en vez de tasas de activos financieros que supuestamente son sustitutos de las operaciones de seguro, un coste de oportunidad cuyo concepto sería de-

(1) Según Falciglia [2] debido a la diversidad de actitudes individuales de cara al riesgo, no es posible excluir a priori la hipótesis de que la demanda agregada de seguros de ramos elementales haga un crecimiento positivo en función de la tasa de interés, o viceversa. Según el mismo autor, esta relación sólo será negativa si el agente es un ahorrador líquido o tiene una aversión al riesgo absolutamente decreciente.

finido como «coste de oportunidad» de tener activos, que es igual a la suma de la tasa de rendimiento anticipada de un stock real cualquiera, es decir la tasa de interés real anticipada,  $r_a$ , con una tasa de inflación anticipada  $P_a$  (Melitz [6] pág. 24).

## 2.4. EL MODELO

La variable explicada es la variable «primas de seguros», que engloba, por un lado, informaciones sobre cantidades (sumas aseguradas totales: capitales o rentas) y sobrepuestos [tasa de prima (2)] y por otro lado es el indicador disponible en las cuentas de las compañías de seguros.

Con el objetivo de disminuir la aleatoriedad se divide el volumen nominal de primas por el índice de precios al consumo.

Suponiendo que la tasa de rendimiento real anticipada sobre el patrimonio es bastante estable en el período considerado, se utiliza, como costo de oportunidad de la tenencia de activos, una tasa de inflación anticipada (estimada como una media ponderada de las tasas pasadas) como medida de la tasa nominal ( $r_a + P_a$ ).

En relación con la distribución de los ingresos disponibles entre el ahorro y el consumo, y de la riqueza entre las diversas oportunidades en el mercado, es preferible considerar que los ingresos disponibles se distribuyen entre gastos permanentes y gastos de oportunidad.

Se considera el concepto de ingreso normal (3), calculado como una media ponderada de los ingresos pasados y presentes en vez de utilizar el concepto de ingreso permanente.

La introducción de un ingreso normal en la teoría del comportamiento del individuo supone que el nivel de activos de cobertura deseado ( $Q_t$ ) es función del rendimiento normal:

$$(a) Q_{(t)}^* = f(Y N_{(t)}^{t-1})$$

en donde  $Y N_{(t)}^{t-1}$  es el valor del ingreso normal esperado en el período  $t - 1$  a  $t$ .

Admitimos para esta función una forma lineal del tipo

$$(b) Q_{(t)}^* = a + b Y N_{(t)}^{t-1} + c F$$

donde  $F$  es una variable que representa un vector de preferencias (condiciones financieras y sociodemográficas de cada individuo).

---

(2) El producto de la tasa de prima por la cantidad comprada de seguro (sumas aseguradas totales) da lugar a la obtención de la prima; sin embargo, no existe un sistema de conocer macroeconómicamente cual es la tasa de prima.

A nivel macroeconómico esta ecuación quiere decir respecto de las personas que desean aumentar su stock de activos de cobertura de un montante:

$$(c) \quad \Delta Q_{(t)} = \alpha (Q_{(t)}^* - Q_{(t-1)})$$

En donde  $\alpha$  representa la velocidad de ajuste del stock.

Si sustituimos (b) en (c) obtenemos:

$$(d) \quad \Delta Q_{(t)} = \alpha a + \alpha b Y N_{(t)}^{\prime-1} + \alpha c F - \alpha Q_{(t-1)}$$

El montante de activos de cobertura para el año  $t$ , o sea, montante total de primas para ese año será:

$$(e) \quad Q_{(t)} = \Delta Q_{(t)} + \alpha Q_{(t-1)}, \alpha \leq 1 \quad [4]$$

Si el ingreso transitorio ( $YT_{(t)}$ ) es realmente imprevisible en relación con cada individuo, la ecuación (c) se convierte en:

$$(f) \quad \Delta Q_{(t)} = d YT_{(t)} + \alpha (Q_{(t)}^* - Q_{(t-1)})$$

Y en la ecuación (d):

$$(g) \quad \Delta Q_{(t)} = \alpha a + \alpha b Y N_{(t)}^{\prime-1} + \alpha \cdot c \cdot F + d YT_{(t)} - \alpha Q_{(t-1)}$$

Si por el contrario, el rendimiento o ingreso transitorio no es realmente aleatorio, como acontece en el caso francés debido a la relativa estabilidad de los ingresos, la ecuación (e) se convierte en:

$$(h) \quad \Delta Q_{(t)} = \alpha (Q_{(t)}^* - \alpha YT_{(t)} - Q_{(t-1)})$$

Y la ecuación (d) en:

$$(i) \quad \Delta Q_{(t)} = \alpha a + \alpha b Y N_{(t)}^{\prime-1} + \alpha \cdot c \cdot F - \alpha d Y T_{(t)} \alpha Q_{(t-1)}$$

Al inicio de este estudio se hizo la hipótesis de que el Seguro era un gasto esencialmente permanente. Será por tanto de esperar un coeficiente positivo y significativo del rendimiento normal y por el contrario un coeficiente no significativo en relación con el rendimiento o ingreso transitorio, lo que nos permite no tener en cuenta la ambigüedad teórica que acabamos de descubrir. En términos de elasticidad esto nos lleva a esperar una elasticidad de los ingresos normales mayor que uno y una elasticidad de los ingresos transitorios nula.

En relación con la variable  $F$ , que representa un vector de preferencias, la consideramos función de un vector de precios  $p^1$ , de un vector de tipos de

(3) Este concepto fue introducido por Irving Friend y Robert Jones [3] en 1960 y posteriormente desarrollado por estos y otros autores [Outreville [7] pág. 28].

(4) Al hacer esto el autor considera aunque no explícitamente que  $Q_{(t)} = \alpha Q_{(t)}^*$ .

interés  $r^k$  (representado por el coste de oportunidad  $Pa$  y por la tasa de rendimiento real de activos sin riesgo  $TANR$ ) y de un vector de variables coyunturales y estructurales.

Es muy probable que la tasa de crecimiento del desempleo tenga un efecto negativo sobre la demanda de nuevos contratos. Todavía el efecto de un nivel elevado de desempleo es ambiguo, puesto que en muchos casos la previsión de situaciones futuras de desempleo aumenta el deseo de asegurarse en los individuos, por lo que tiene un efecto positivo en la demanda de Seguros de Vida.

Finalmente, y para desarrollar mejor la influencia sociodemográfica en las preferencias de los individuos, se introduce en la ecuación una variable  $N$  que representa la población, y que permite efectuar un test sobre la «demanda per cápita de seguros» utilizando la siguiente fórmula:

$$(j) \frac{Q(t)}{P \cdot N} = \alpha a + \alpha b \frac{Y N_{(t)}^{t-1}}{P N} + \alpha c \frac{Y T_{(t)}}{P N} + \\ + \alpha d Pa + \alpha e (TANe - Pa) + \alpha f FISC + \alpha g \frac{TNPE}{N}$$

### *Variables del modelo*

$Q$  es igual al total de primas del Ejercicio por cada tipo de Seguro.

$YD$  es igual al ingreso o rendimiento disponible corriente en cada familia.

$YN$  es igual al rendimiento normal (igual a  $\sum_i w_i YD_{i-t}$ ,  $\sum_i w_i = 1$ )

$YT$  es igual a  $YD - YN$ , es decir igual al rendimiento transitorio o ingreso transitorio.

$P_a$  es la tasa de inflación anticipada.

$P$  es igual al índice general de precios (deflactor del producto interior bruto).

$N$  es la población total.

$TANR$  es igual a la tasa de rendimiento de los activos sin riesgo (Renta del Estado Perpetua).

$FISC$  es igual al efecto del incentivo fiscal (1 entre 1950-1959 y a partir de 1967 y 0 en los otros años).

$TNPE$  es igual a la demanda de puestos de trabajo no satisfecha deducida en las ofertas de empleo no satisfechas.

### 3. EL MODELO PARA PORTUGAL

#### 3.1. HIPÓTESIS Y VARIABLES

El modelo que se formula para Portugal tanto en lo que se refiere a sus fundamentos teóricos como a las hipótesis de comportamiento, considera que se mantienen válidos los elementos básicos del modelo de J. François Outreville.

Las variables explicadas en las dos funciones a estimar son el volumen de primas de Seguro Directo en términos reales y per cápita en el Ramo de Vida y en los Ramos Elementales. Estas dos variables se calculan deflacionando los volúmenes de primas en términos nominales por el índice de precios al consumo (en cuyo cálculo no se han tenido en cuenta los gastos de vivienda) y dividiendo por la población residente total en el país. El hecho de que se considere la población residente total en Portugal significa que las variables explicadas representan una demanda de seguros, en términos reales, por persona potencialmente cubierta por un seguro de cualquier tipo. Alternativamente podría haberse optado por considerar la demanda de seguros por cada persona potencialmente suscriptora de un contrato de seguro lo que obligaría a excluir a todas aquellas personas que carecen de capacidad legal para celebrar contratos. Sin embargo, aunque esta opción fuera justificable, hay que tener en cuenta que, para muchos seguros, esencialmente en el Ramo de Vida, uno de los principales motivos de la realización de contratos radica precisamente en el grupo de personas más jóvenes que están excluidas por la Ley para contratar ellas mismas operaciones y además no dispongo de elementos que me permitan aislar la componente de la variable de ingresos disponibles relativa a ese grupo de personas. Por otro lado, debido a imposibilidades prácticas se considera la población en su conjunto sin distinguir entre diferentes escalones de renta ni por diferentes grupos de edad, lo que me lleva a hacer la hipótesis de que no existen alteraciones significativas en la distribución de ingresos ni en la estructura de edad de la población a lo largo del período de análisis. En relación con la estructura de edad esta hipótesis puede aceptarse teniendo en cuenta la realidad portuguesa (por ejemplo, en 1974 el porcentaje de población con menos de 20 años era del 35,4 por 100 y con 65 años o más ese porcentaje era del 10,5 por 100; en 1981 esos mismos porcentajes eran respectivamente del 35,8 y el 10,2 por 100). En lo que respecta a la distribución de ingresos la hipótesis realizada no tiene mucho que ver con la realidad portuguesa.

Como especificación de la variable explicativa «tasa de inflación esperada», se utiliza una media ponderada de las tasas de inflación de los dos períodos anteriores con un coeficiente de ponderación de 0,8 para el período anterior ( $T-1$ ) y 0,2 para el período ( $T-2$ ) (5). Esta variable es un com-

---

(5) El tipo de especificación adoptado para esta variable, así como el elegido en relación con la variable explicativa «renta disponible esperada», se basa en una intuición confirmada

ponente del coste oportunidad entre el consumo presente y el consumo futuro. Es natural que la demanda de Seguros de Vida en las épocas caracterizadas por elevados niveles de inflación sea más reducida, dado que las personas tienen menos confianza en el ahorro a largo plazo y si dispusieran de una información completa acerca de las bases técnicas utilizadas para el cálculo de las primas (básicamente en lo que se refiere a las tasas de interés) las únicas modalidades de Seguro de Vida interesantes para el público, serían aquellas modalidades de seguros para caso de muerte.

Como variable explicativa representativa del ingreso de las personas, consideré la renta disponible esperada en términos reales y per cápita. Esta variable se calcula suponiendo que la renta disponible en términos reales va a variar en términos porcentuales de  $(T-1)$  a  $(T)$  tanto como la misma varió del período  $(T-2)$  al  $(T-1)$ . Esta renta disponible esperada, en términos reales, en un período  $T$ , se divide por el total de la población residente en el país durante ese período. Se ha elegido esta especificación de la variable que comentamos, en función de que en Portugal no se ha realizado estimación alguna del concepto de «renta permanente» o de «renta normal».

Como variable explicativa que representa las aplicaciones alternativas a los Seguros de Vida, se consideran las tasas reales (tasas nominales menos tasas de inflación), en cada año, de los depósitos en los Bancos comerciales de seis meses o un año a lo largo del período 1961 a 1971, de los depósitos de plazo superior a un año en el período 1972 a 1976, y las medias ponderadas, por el número de meses de cada año en que fueron practicadas, de las tasas de los depósitos a plazo superior a un año en el período 1977 a 1982.

En el caso del Ramo de Vida, es natural que se reduzca la demanda de nuevos seguros siempre que los tipos de interés de las opciones alternativas (en Portugal, por lo menos en la última década, esas opciones se han limitado casi exclusivamente a los depósitos a plazo) aumenten. En el caso de los ramos no vida el efecto de los tipos de interés de las opciones alternativas sobre la demanda de ese tipo de seguros es bastante ambigua.

A fin de poder efectuar un test sobre el efecto del nivel de desempleo sobre la demanda de nuevos Seguros de Vida, se considera como variable explicativa la tasa de desempleo —relación entre el total de personas desempleadas y el total de la población activa civil—. En caso de que la contribución de esta variable sea significativa a la hora de explicar la demanda de nuevos Seguros de Vida, podemos concluir que en caso de que sea positiva, es más fuerte el efecto favorable debido al aumento de inseguridad de las personas que el efecto negativo resultante de las expectativas sobre la renta, e inversamente si el signo fuera negativo.

---

por el estudio efectuado por el Profesor Antonio Pinto Barbosa [1], en el sentido de que en Portugal, las personas forman sus expectativas en función esencialmente de la información de que disponen sobre lo que acaeció en los dos años inmediatamente anteriores.

A diferencia de Outreville, no se considera ninguna variable que represente los posibles incentivos fiscales puesto que en Portugal, aparte de que son pocos esos incentivos, prácticamente los mismos no se alteran durante todo el período de análisis, con la única excepción del caso de las primas de los Seguros de Enfermedad que pasaron a ser deducibles a partir de 1982, a efectos del Impuesto sobre la Renta («Imposto Complementar»), deducibilidad de la que ya disfrutaban anteriormente en las mismas condiciones las primas de los Seguros de Vida y Accidentes Personales.

### 3.2. LAS FUNCIONES A ESTIMAR

Fueron estimadas las siguientes ecuaciones:

$$VIDA_t = a + b TIE_t + c YEP_t + d TXJR_t + e TD_t + E_t^v, t \in [1961, 1982]$$

$$PDNV = f + g TIE_t + h YEP_t + i TXJR_t + j TD_t + E_t^{NV}, t \in [1961, 1982]$$

Siendo:

$VIDA_t$  = primas del Seguro Directo en el Ramo de Vida en términos reales y per cápita, medidas en escudos, en el año  $t$ .

$PDNV_t$  = primas del Seguro Directo de los Ramos no Vida en términos reales y per cápita, en escudos en el año  $t$ .

$TIE_t$  = tasa de inflación esperada, en términos porcentuales en el año  $t$ .

$YEP_t$  = renta disponible esperada en términos reales per cápita, en miles de escudos, en el año  $t$ .

$TXJR_t$  = tasa de interés real en las opciones alternativas (depósitos a plazo) en el año  $t$ .

$TD_t$  = tasa de desempleo en el año  $t$ .

$E_t^v$  y  $E_t^{NV}$  = los residuos en el año  $t$ .

## 4. ESTIMACION

En todas las estimaciones realizadas se utilizó el método de los mínimos cuadrados ordinarios.

### 4.1. REGRESIONES INICIALES

Se comienza por estimar las dos ecuaciones con la especificación ya indicada. Dado que la variable explicativa «tasa de desempleo» se rebeló como no significativa en las dos ecuaciones, fue abandonada, dado que el autor

estima que entre todas las variables explicativas consideradas, ésta es la que tiene una menor justificación como determinante de la evolución de la demanda de nuevos seguros en Portugal.

Posteriormente se estimaron las dos ecuaciones con la especificación inicial, pero sin incluir la variable tasa de desempleo. Dado que las dos regresiones estimadas obtuvieron estadísticos de Durbin-Watson no concluyentes (6) se volvieron a estimar las dos ecuaciones utilizando el método de Cochrane-Orcutt (7). Las dos regresiones que se obtuvieron, aunque también dieron lugar a estadísticos de Durbin-Watson no concluyentes, obtuvieron un  $\rho$  (estimador del parámetro de autocorrelación de primer orden de los restos o residuos) significativo y una media cuadrática muy inferior a la de las regresiones estimadas sin la utilización de este método.

Las dos regresiones obtenidas utilizando el método de Cochrane-Orcutt fueron:

$$(i) \text{VIDA}_t = 486.8324 - 10.64579 \text{TIE}_t + 0.6841098 \text{YEP}_t + \\ (2.983624) \quad (-2.961687) \quad (0.7774988) \\ + 7.365031 \text{TXJR}_t \\ (2.790442)$$

$$R^2 = 0.44 \quad F(3,15) = 3.92 \quad \rho = 0.863806 \quad n = 19 \\ R^2 = 0.33 \quad D-W = 1.18 \quad (7.47333) \quad \Sigma e_i^2 = 41589.7$$

#### NOTAS:

a) Entre paréntesis se encuentran los estadísticos  $t$  de los parámetros.

b)  $\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-K}$  donde  $n$  = número de observaciones  
 $K$  = número de parámetros estimados a la regresión.

c)  $\Sigma e_i^2$  = Sumatorio de los cuadrados de los residuos.

(6) Siendo estos estadísticos no concluyentes no es posible saber si hay o no autocorrelación en los restos o residuos de primer orden. En caso de que haya autocorrelación los residuos de este tipo obedecen a un esquema autoregresivo que tiene la siguiente forma:  
 $E_t = \rho E_{t-1} + u_t$ .

(7) El método de Cochrane-Orcutt es un método numérico que permite la obtención de estimadores de la máxima verosimilitud para los parámetros de modelos con autocorrelación de residuos de primer orden.

d) La forma como se definen las variables explicativas *TIE* y *YEP* y la utilización del método de Cochrane-Orcutt hicieron perder tres observaciones. El período de análisis para así a ser de 1964 a 1982.

$$(ii) PDNV = 3820.147 - 14.06294 TIE_t + 1.170860 YEP_t + \\ (6.821071) \quad (-1.535017) \quad (0.5306846) \\ + 15.74196 TXJR_t \\ (2.388247)$$

$$R^2 = 0.29 \quad F_{(3,15)} = 207 \quad \rho = 0.919367 \quad n = 19$$

$$R^2 = 0.15 \quad D - W = 1.25 \quad (10.1866) \quad \Sigma e_i^2 = 267348$$

Se verifica fácilmente que la especificación inicial no será la más correcta.

#### 4.2. LA APLICACIÓN DE UN MODELO SRM

A partir de la observación de la evolución de las variables explicativas, le pareció al autor que podría haber una alteración en la estructura explicativa de la evolución de las variables dependientes a partir de 1974. Por ello se hizo un test de esa alteración de la estructura que dio lugar a una confirmación de la misma, no tanto para el Ramo Vida como para los Ramos no Vida. Por ello, se procedió a reformular el modelo de modo que se tuviera en consideración esa alteración de la estructura.

Con dicho objetivo se formula un modelo de regresión de varios regímenes («switching regression models»). La formulación general de los modelos de este tipo es la siguiente (8).

$$Y_t = \begin{cases} \chi_{1t} \beta_1 + E_1 t & \text{si } t \in J_1 \quad t = 1, 2, \dots, T \\ \chi_{2t} \beta_2 + E_2 t & \text{si } t \in J_2 \quad T: \text{Núm. de observaciones} \end{cases}$$

en donde

$Y_t$  = variable dependiente

$\chi_{1t}, \chi_{2t}$  = vectores línea con  $K_1$  y  $K_2$  columnas, respectivamente, de variables independientes.

$\beta_1, \beta_2$  = vectores columnas con  $K_1$  y  $K_2$  líneas, respectivamente, de parámetros de variables independientes.

$$E(E_{1t}) = 0, \quad E(E_{2t}) = 0$$

$$\text{Var}(E_{1t}) = G_1^2 \quad \text{Var}(E_{2t}) = G_2^2$$

$$E_{jt} = N(0, G^2 j), \quad j = 1, 2$$

$$E(E_{jt}, E_{st'}) = \begin{cases} G_j^2 & \text{si } t = t' \text{ y } j = s \\ 0 & \text{si no.} \end{cases}$$

(8) Esta formulación fue presentada en la asignatura de Econometría II, por el Profesor Manuel Vilares, en el curso para postgraduados de Economía en la Universidad Nueva de Lisboa.

$I_1$  y  $I_2$  son conjuntos de índices que contienen, respectivamente,  $T_1$  y  $T_2$  elementos ( $T_1 + T_2 = T$ ) y que satisfacen las siguientes propiedades

$$I_1 \cap I_2 = \phi ; I_1 \cup I_2 = \{1, 2, \dots, T\}$$

Los modelos que se contrastaron fueron todos del tipo SRM con carácter determinístico pues se conocía con exactitud a cual de los dos regímenes considerados pertenecía cada observación: los anteriores a 1974 pertenecían al primer régimen y los de 1974 y posteriores pertenecían al segundo.

De todas las especificaciones contrastadas las que dieron mejores resultados fueron las siguientes:

$$(iii) VIDA_t = \begin{cases} a_1 + b_1 YEP_t + c_1 TIE_t + d_1 TXJR_t + \epsilon_t^{v1} & \text{para } t \in [1964, 1973] \\ a_2 + b_2 YEP_t + c_2 TIE_t + d_2 TXJR_t + \epsilon_t^{v2} & \text{para } t \in [1974, 1982] \end{cases}$$

$$E(\epsilon_t^{v1}) = 0; E(\epsilon_t^{v2}) = 0 \quad \epsilon_t^{vi} = N(0, G_{vi}^2), i = 1, 2$$

$$\text{Var}(\epsilon_t^{v1}) = G_{v1}^2; \text{Var}(\epsilon_t^{v2}) = G_{v2}^2 \quad E(\epsilon_t^{vi}, \epsilon_s^{vj}) = \begin{cases} G_{vi}^2 & \text{se } i=j \text{ e } t=s \\ 0 & \text{si no.} \end{cases}$$

$$(iv) PDNV_t = \begin{cases} b_3 YEP_t + c_3 TIE_t + d_3 TXJR_t + \epsilon_t^{NV1}, & \text{para } t \in [1964, 1973] \\ a_4 + b_4 YEP_t + c_4 TIE_t + d_4 TXJR_t + \epsilon_t^{NV2}, & \text{para } t \in [1974, 1982] \end{cases}$$

$$E(\epsilon_t^{NV1}) = 0; E(\epsilon_t^{NV2}) = 0 \quad \epsilon_t^{Nvi} = N(0, G_{Nvi}^2), i = 1, 2$$

$$\text{Var} E(\epsilon_t^{Nvi}) = G_{Nvi}^2; \text{Var} E(\epsilon_t^{NV2}) = G_{NV2}^2 \quad E(\epsilon_t^{Nvi}, \epsilon_s^{NVj}) = \begin{cases} G_{vi}^2 & \text{se } i=j \text{ e } t=s \\ 0 & \text{si no.} \end{cases}$$

En la estimación de estos dos modelos se contrastaron separadamente cada uno de los regímenes por el método de los mínimos cuadrados ordinarios utilizando el método de Cochrane-Orcutt para los regímenes en que la estadística de Durbin-Watson no afectaba a la hipótesis de que los residuos estaban correlacionados. Los resultados obtenidos fueron los siguientes:

Para (iii):

$$VIDA_t = -222.1130 + 5.918050 YEP_t + 16.69981 TIE_t - 4.641944 TXJR_t, \\ (-2.118481) \quad (3.541015) \quad (1.550361) \quad (-0.6036822) \\ \text{para } t \in [1964, 1973]$$

$$R^2 = 0.92 \quad F(3; 6) = 23.33 \quad n = 10 \quad \rho = 0.399246. \\ \bar{R}^2 = 0.88 \quad D.W. = 1.8487 \quad \Sigma e_t^2 = 5765.98 \quad (1.37704)$$

$$VIDA_t = 686.5050 - 0.4012379 YEP_t - 15.88100 TIE_t + 1.610046 TXJR_t, \\ (4.777572) \quad (-0.3276358) \quad (-4.984115) \quad (0.4854721) \\ \text{para } t \in [1974, 1982]$$

$$R^2 = 0.80 \quad F(3; 8) = 11.01 \quad n = 12 \\ \bar{R}^2 = 0.73 \quad D.W. = 2.15 \quad \Sigma e_t^2 = 38422.0$$

· para (iv):

$$PDNV_t = 18.01403 YEP_t + 96.13172 TIE_t - 20.33693 TXJR_t, \text{ para } t \in [1964, 1973]$$

(7.657783)      (3.262841)      (-1.045701)

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.99 & F(2; 7) &= 49477 & n &= 10 & \rho &= 0.586699 \\ \bar{R}^2 &= 0.99 & D.-W. &= 1.14 & \Sigma e_t^2 &= 59409.9 & & (2.29105) \end{aligned}$$

$$PDNV_t = 3511.192 + 0.47147 YEP_t - 23.56121 TIE_t + 22.16705 TXJR_t, \text{ para } t \in [1974, 1982]$$

(8.557169)      (0.1927443)      (-2.396175)      (3.050919)

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.61 & F(3; 7) &= 3.1038 & n &= 11 & \rho &= 0.527515 \\ \bar{R}^2 &= 0.44 & D.-W. &= 1.68 & \Sigma e_t^2 &= 109.881 & & (2.05942) \end{aligned}$$

Se concluye que tampoco esta especificación es buena para el Ramo d Vida, puesto que solamente los valores de  $B_1$  y  $C_2$  son significativos.

Sin embargo, en el caso de los Ramos no Vida la especificación dio uno resultados satisfactorios. Dado que los parámetros  $D_3$  y  $B_4$  no son significativos, se estimó de nuevo una última regresión explicativa de la evolución d PDNV no incluyendo las dos variables explicativas correspondientes.

Los resultados que se obtuvieron para cada uno de los regímenes utilizando el método de Cochrane-Orcutt fueron los siguientes:

$$PDNV_t = 19.85076 YEP_t + 75.66219 TIE_t, \text{ para } t \in [1964, 1973]$$

(10.7)      (3.21)

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.987 & F(1; 8) &= 612.48 & n &= 10 & \rho &= 0.7265 \\ \bar{R}^2 &= 0.985 & D.-W. &= 1.61 & \Sigma e_t^2 &= 66351.9 & & (3.34) \end{aligned}$$

$$PDNV_t = 3579.358 - 23.80826 TIE_t + 22.41851 TXJR_t, t \in [1974, 1982]$$

(16.56091)      (-2.589977)      (3.346298)

$$\begin{aligned} R^2 &= 0.61 & F(2; 8) &= 6.15029 & n &= 11 & \sigma &= 0.530866 \\ \bar{R}^2 &= 0.51 & D.-W. &= 1.7243 & \Sigma e_t^2 &= 110426 & & (2.07761) \end{aligned}$$

Puede así concluirse que las dos principales determinantes de la evolución de las primas de Seguros Directos en los Ramos no Vida en el período 1961 a 1973 fueron la renta disponible esperada y la tasa de inflación esperada.

Era de esperar que durante este período, las tasas de interés de las opciones alternativas consideradas (los depósitos a plazo) no influenciara significativamente la demanda de nuevos Seguros no Vida puesto que en períodos de crecimiento económico y baja inflación como fue el caso en ese período en el que la renta disponible en términos reales aumenta, el posible efecto de sustitución provocado por un aumento de las tasas de interés de los depósitos a plazo fue compensado por el efecto renta resultante del aumento de la renta disponible.

A lo largo del período 1974-1982 la evolución de las primas de los Seguros no Vida fue esencialmente determinada por la tasa de inflación esperada y por la tasa de interés real en los depósitos a plazo. En este período, caracterizado por una gran inestabilidad, la evolución de la renta disponible en términos reales no fue un factor determinante en la evolución de la demanda de nuevos Seguros no Vida aunque debido a la gran reducción en las tasas de interés reales que se verificó en 1974, éstas pasaron a tener un efecto significativo y positivo sobre aquélla. También es curioso señalar que de 1961 a 1973 la variable Tasa de Inflación esperada tuvo un efecto positivo sobre la demanda de Seguros no Vida, y que de 1974 a 1982 dicho efecto fue negativo lo que eventualmente se tradujo en una inversión en el valor esperado que implica todo Seguro. De acuerdo con esta lógica, el valor esperado, para las personas, de un Seguro sería positivo durante el primer período y como tal constituiría una buena defensa contra la inflación la celebración de contratos de seguros; y durante el segundo período dicho valor esperado sería negativo lo cual reflejaría un mayor deseo de las personas por el consumo presente. En otras palabras, en un período caracterizado por elevadas tasas de inflación, la mayor parte de las personas tienen una expectativa en el sentido de que el valor actual de las indemnizaciones que eventualmente reciban en el futuro es inferior al valor actual de las primas pagadas y prefieren por tanto gastar su dinero en opciones alternativas.

#### 4.3. VIDA: OTRA ESPECIFICACIÓN

4.3.1. *Las funciones SPLINE.*—En términos simplificados, las «spline functions» nos permiten el ajustamiento de funciones estocásticas curvilíneas sin que sea necesario la imposición de partida de formas matemáticas específicas para dichas funciones.

Suits, Mason y Chan [8] nos muestran que, usando variables compuestas adecuadas, se pueden ajustar fácilmente «spline functions» recurriendo al método de los mínimos cuadrados ordinarios.

En relación con el método de regresión lineal por tramos (piece-wise linear regression) que se ilustra en la figura 1, las spline functions tienen la ventaja de que sus derivadas son continuas y de no imponer una especificación lineal a cada uno de los tramos utilizando especificaciones polinomiales (9).

Especial interés tiene la spline cúbica que posee la forma ilustrada en la figura 2.

Los puntos  $X_0$  a  $X_3$  son designados por «knots». A no ser que haya alguna razón importante que aconseje un procedimiento diferente, los intervalos entre los «knots» deberán ser iguales.

(9) Por eso, pueden designarse como regresiones polinomiales por tramos (piece-wise polynomial regressions).

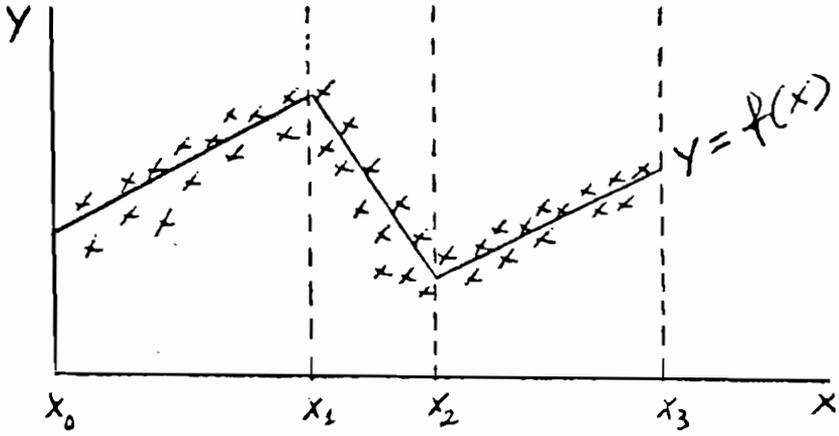


FIGURA 1: Regressión Lineal «por tramos».

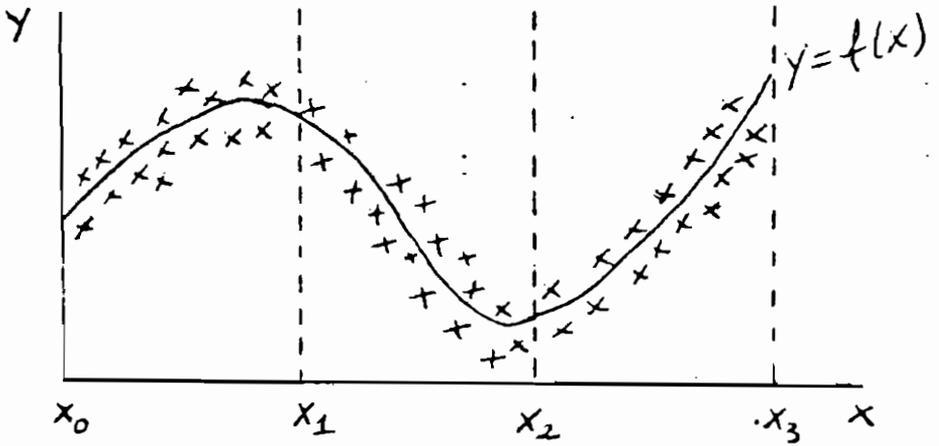


FIGURA 2: Spline cúbica.

La regresión que se ajusta a una spline cúbica es de la forma:

$$(V) Y = [a_1 + b_1(X - X_0) + c_1(X - X_0)^2 + d_1(X - X_0)^3] D_1 + \\ + [a_2 + b_2(X - X_1) + c_2(X - X_1)^2 + d_2(X - X_1)^3] D_2 + \\ + [a_3 + b_3(X - X_2) + c_3(X - X_2)^2 + d_3(X - X_2)^3] D_3 + u$$

En donde:  $D_i$  son variables artificiales cuyos valores son 1 para las observaciones tales que  $X_i - 1 \leq X < X_i$  y 0 en los otros casos.

Para garantizar la continuidad de la función y de las correspondientes derivadas 1<sup>as.</sup> y 2<sup>as.</sup> se han de imponer las siguientes restricciones:

$$(vi) \begin{aligned} a_2 &= a_1 + b_1(X_1 - X_0) + c_1(X_1 - X_0)^2 + d_1(X_1 - X_0)^3 \\ b_2 &= b_1 + 2c_1(X_1 - X_0) + 3d_1(X_1 - X_0)^2 \\ C_2 &= C_1 + 3d_1(X_1 - X_0) \\ a_3 &= a_2 + b_2(X_2 - X_1) + c_2(X_2 - X_1)^2 + d_2(X_2 - X_1)^3 \\ b_3 &= b_2 + 2c_2(X_2 - X_1) + 3d_2(X_2 - X_1)^2 \\ c_3 &= c_2 + 3d_2(X_2 - X_1) \end{aligned}$$

Sustituyendo las restricciones  $V_i$  en  $V$  se prueba que:

$$(vii) Y = a_1 + b_1(X - X_0) + c_1(X - X_0)^2 + d_1(X - X_0)^3 + \\ + (d_2 - d_1)(X - X_1)^3 D_1^* + (d_3 - d_2)(X - X_2)^3 D_2^*$$

$$\text{en donde } D_i^* = \begin{cases} 1 & \text{si } X \geq X_i \\ 0 & \text{si } X < X_i \end{cases}$$

El ajuste de una spline cúbica se reduce así a una regresión múltiple de cinco variables compuestas. A partir de los coeficientes de esta regresión obtenemos directamente los parámetros  $a_1$ ,  $b_1$ ,  $c_1$  y  $d_1$  y también se calculan con facilidad  $d_2$  y  $d_3$ . Los otros parámetros de regresión inicial pueden calcularse a partir de las restricciones.

Al estimar esta regresión no pierden validez las contrastaciones que usualmente se realizan para obtener la calidad de un ajuste hecho por el método ordinario de los mínimos cuadrados.

Una spline function definida para  $K + 1$  intervalos, delimitados por «Knots» en los puntos  $X_0, K_1, \dots, X_{k+1}$ , con las correspondientes variables artificiales  $D_1, D_2, \dots, D_k$ , se ajusta por una regresión múltiple de la forma

$$Y = a_1 + b_1(X - X_0) + c_1(X - X_0)^2 + d_1(X - X_0)^3 + \\ + \sum_{i=1}^n (d_{i+1} - d_i)(X - X_i)^3 D_i^*$$

La ecuación (vii) puede definirse como  $Y = S(x)$ .

Se pueden formular spline functions con más de una variable independiente incorporando las nuevas variables, o de una forma lineal (ejemplo:  $Y = S(X) + k(Z)$ ) o también como spline functions (ejemplo:  $Y = S(X) + T(Z)$ ). Este procedimiento es generalizable al número de variables que se incorporan, y solamente está limitado por los datos disponibles y por su significado teórico.

Definamos:

(viii)  $Y = S(X) + \mu_1$

(ix)  $Y = T(Z) + \mu_2$

(X)  $Y = S^*(X) + T^*(Z) + \mu_{12}$

Los coeficientes de determinación parcial asociados a  $S(X)$  y  $T(Z)$ , respectivamente, pueden calcularse y su significación ser contrastada comparando los sumatorios de los cuadrados de los residuos.

Suponiendo que  $S(X)$  y  $T(Z)$  son dos splines cúbicas tenemos:

	Sumatorio de los cuadrados	Grados de libertad	Media cuadrática
Residuos de $S(X)$	$\sum \mu_1^2$	$N-6$	
Residuos de $S^*(X) + T^*(Z)$	$\sum \mu_{12}^2$	$N-11$	$\sum \mu_{12}^2 / N-11$
Contribución de $T^*(Z)$	$\sum \mu_1^2 - \sum \mu_{12}^2$	5	$\sum \mu_1^2 - \sum \mu_{12}^2 / 5$

El  $R^2$  parcial asociado a  $T^*(Z)$  se calcula como una fracción de la contribución de  $T^*(Z)$  en relación con los residuos de  $S(X)$ :

$$R^2(T^*(Z)) = \frac{\sum \mu_1^2 - \sum \mu_{12}^2}{\sum \mu_1^2}$$

La significación de la contribución de  $T^*(Z)$  se valora por el siguiente test de comparación del valor de la fracción:

(xi)  $\frac{\sum \mu_1^2 - \sum \mu_{12}^2 / 5}{\sum \mu_{12}^2 / N-11}$ ; con un valor teórico  $F(5; N-11)$  (xii)

Si (xi) < (xii), entonces la contribución de  $T^*(Z)$  no es relevante.

Procediendo de forma análoga y sustituyendo  $S(X)$  por  $T(Z)$  en el cuadro anterior es posible analizar la contribución de  $S(X)$ .

4.3.2. *Vida: una especificación del tipo spline function*

Debido a la falta de éxito de las anteriores especificaciones, contrastadas para el Ramo de Vida, y después de analizar los gráficos de la evolución de la variable explicada en función de cada una de las variables explicativas, pareció conveniente al autor la especificación en la que la variable *TIE* se incorpora como una «spline function» cuadrática, y la variable *YEP* como una spline cúbica manteniéndose la variable *TXJR* con una forma lineal. Como esta última variable se rebeló no significativa fue ignorada.

La «spline function» para el Ramo de Vida obtenida de esta forma, fue la siguiente:

$$\begin{aligned}
 (xii) \text{VIDA}_t = & [a_1 + b_1(TIE_t - TIE0) + e_1(TIE_t - TIE0)^2] D_1 + \\
 & + [a_2 + b_2(TIE_t - TIE1) + e_2(TIE_t - TIE1)^2] D_2 + \\
 & + [a_3 + b_3(YEP_t - YEPO) + e_3(YEP_t - YEPO)^2 + d_3 \\
 & \qquad \qquad \qquad (YEP_t - YEPO)^3] E_1 + \\
 & + [a_4 + b_4(YEP_t - YEP1) + e_4(YEP_t - YEP1)^2 + d_4 \\
 & \qquad \qquad \qquad (YEP_t - YEP1)^3] E_2 + \\
 & + [a_5 + b_5(YEP_t - YEP2) + e_5(YEP_t - YEP2)^2 + d_5 \\
 & \qquad \qquad \qquad (YEP_t - YEP2)^3] E_3 + \mu_t
 \end{aligned}$$

En donde:

$$\begin{aligned}
 D_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } TIE0 \leq TIE_t < TIE1 \\ 0 & \text{si no} \end{cases} & \qquad D_2 = \begin{cases} 1 & \text{si } TIE1 \leq TIE_t < TIE2 \\ 0 & \text{si no} \end{cases} \\
 E_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } YEPO \leq YEP_t < YEP1 \\ 0 & \text{si no} \end{cases} & \qquad E_2 = \begin{cases} 1 & \text{si } YEP1 \leq YEP_t < YEP2 \\ 0 & \text{si no} \end{cases} \\
 E_3 = \begin{cases} 1 & \text{si } YEP2 \leq YEP_t \leq YEP3 \\ 0 & \text{si no} \end{cases}
 \end{aligned}$$

Siendo *TIE0*, *TIE1* y *TIE2* los «knots» de la spline function cuadrática formulada para la variable *TIE* y *YEPO*, *YEP1* e *YEP3* los «knots» de la spline cúbica especificada para la variable *YEP*.

Imponiendo las restricciones necesarias y tomando en consideración el hecho de que solamente se estima un término independiente para la «spline function» global se obtiene una ecuación a estimar como la siguiente:

$$(xiii) VIDA_t = a_6 + b_1 (TIE_t - TIEO) + c_1 (TIE_t - TIEO)^2 + \\ + (c_2 - e_1) (TIE_t - TIE1)^2 D_1^* + b_3 (YEP_t - YEPO) + \\ + e_3 (YEP_t - YEPO)^2 + d_3 (YEP_t - YEPO)^3 + \\ + (d_4 - d_3) (YEP_t - YEP1)^3 E_1^* + (d_5 - d_4) (YEP_t - YEP2)^3 X \\ \times E_2^* + \mu'_t$$

en donde:

$$a_6 = a_1 + a_3$$

$$YEPO = 65.66$$

$$TIEO = 1.98$$

$$YEP1 = 100.00$$

$$TIE1 = 9.78$$

$$YEP2 = 110.00$$

$$D_1^* = \begin{cases} 1 & \text{si } TIE_t \geq 9.78 \\ 0 & \text{si no} \end{cases}$$

$$E_1^* = \begin{cases} 1 & \text{si } YEP_t \geq 100.00 \\ 0 & \text{si no} \end{cases}$$

$$E_2^* = \begin{cases} 1 & \text{si } YEP_t \geq 110.00 \\ 0 & \text{si no} \end{cases}$$

Los resultados obtenidos utilizando el método de Cochrane-Orcutt fueron los siguientes:

$$VIDA_t = 203.1000 + 85.97683 (TIE_t - 1.98) - 7.997208 (TIE_t - 1.98)^2 + \\ (7.862318) \quad (2.787654) \quad (-3.669257) \\ + 9.491497 (TIE_t - 9.78)^2 D_1^* - 17.98227 (YEP_t - 65.66) + \\ (3.983785) \quad (-2.840282) \\ + 1.189461 (YEP - 65.66)^2 - 0.01652671 (YEP - 65.66)^3 + \\ (4.217144) \quad (-3.895989) \\ + 0.03377115 (YEP - 100.00)^3 E_1^* - 0.01792071 (YEP - 110.00)^3 E_2^* \\ (2.323117) \quad (-1.369512)$$

$$R^2 = 0.977 \quad F(8; 10) = 42.7279 \quad n = 19$$

$$\bar{R}^2 = 0.959 \quad D. W. = 2.5396 \quad \sum e_t^2 = 12502.8$$

$$\rho = -0.626507 \\ (-3.50375)$$

Los  $R^2$  parciales son: 0,75 por una variable *TIE* y 200.77 por la variable *YEP*. Los tests hechos por el caso, confirman que las dos variables son significativas.

Estos resultados, así como el análisis del gráfico de ajuste del Anexo 3, permiten concluir que la spline function formulada constituye un ajuste razonable de la demanda de Seguros de Vida en el período de análisis.

Sin embargo, no deben de ignorarse las limitaciones en términos de interpretación de una especificación de este tipo. En efecto, se trata de una formulación que limita la interpretación de los varios factores explicativos de la evolución de la variable dependiente, y solo puede concluirse que a lo largo de todo el período de análisis la contribución de las dos variables explicativas consideradas fue significativa.

## BIBLIOGRAFIA

- [1] BARBOSA, A. S. PINTO: «Inflação e Produção em Portugal: 1953-1980». Estudio presentado en la Conferencia Internacional sobre Macroeconomía en Economía Abierta, Universidad Católica Portuguesa, julio 1984 (a publicar en la revista *Economía*, Universidad Católica Portuguesa).
- [2] FALCIGLIA, Antonio: «The Demand for Non-Life Insurance: A Consumption-Oriented Model», *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 17 (julio 1980), 45-53.
- [3] FRIEND, I. e R. JONES (1960): «The concept on saving», in *Conference on Consumption and Saving*, Vol. II, Pennsylvania University.
- [4] GOLDFELD, Stephen M. y Richard E. QUANDT. «The Estimation of Structural Shifts by Switching Regresions», *Annals of Economic and Social Measurement*, 2/4, 1973, 475-485.
- [5] MARTÍNEZ, Pedro: *Teoría y Práctica de los Seguros*, 1961.
- [6] MELITZ, J. (1976): «La demande de monnaie en France», *Statistiques et Etudes Financieres de l'INSEE*, 11.
- [7] OUTREVILLE, J. François: «Dépenses d'Assurances, Primes Encaissées: Une Approche Macroéconomique», *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 17 (julio 1980), 23-24.
- [8] SUITS, Daniel B., Andrew Mason y Louis CHAN. (1978): «Spline Functions Fitted by Standard Regression Models», *Review of Economics and Statistics*, 60, 132-139.

## FUENTES DE DATOS

VIDA: Primas del Seguro Directo del Ramo de Vida.

FUENTES: (1961-1974): Boletín Informativo del Gremio de Aseguradores — I parte— Portugal Continental e Insular; (1975-1980): Actividad Aseguradora en Portugal. Elementos Estadísticos. Instituto Nacional de Seguros (1981-1982): misma publicación del Instituto de Seguros de Portugal.

PDNV: Primas del Seguro de los Ramos No-Vida.

FUENTES: Las mismas.

IPC: Índice de Precios al Consumo. Continente. Total sin vivienda.

FUENTE: BANCO DE PORTUGAL.

TX.I: (1961-1971): Tasa de interés de los depósitos de los bancos comerciales de 181 a 365 días; (1972-1976): Tasa de interés de los depósitos a plazo superiores a un año; (1977-1982): Medias ponderadas, por los meses en que fueron practicadas, de las tasas de interés de los depósitos a plazo superior a un año.

FUENTE: BANCO DE PORTUGAL.

R.D.: Rendimiento Disponible.

FUENTE: Cuentas Nacionales.

P: Población Residente Total; TD: Tasa de Desempleo.

FUENTE: INE (Instituto Nacional de Estadística de Portugal).

T.I.: Tasa de Inflación = Tasa de crecimiento anual del IPC.

FUENTE: BANCO DE PORTUGAL.

AÑO	VIDA (10 <sup>6</sup> escudos)	PDNV (10 <sup>6</sup> escudos)	IPC (BASE: 1980= = 100)	TXJ (%)
1961	262,3	1.372,3	12,9	3,00
1962	274,1	1.467,9	13,2	3,75
1963	307,1	1.562,6	13,6	3,75
1964	307,2	1.685,1	14,1	3,75
1965	340,1	1.890,8	14,6	4,00
1966	367,5	2.155,2	15,5	3,50
1967	403,1	2.466,1	16,0	4,00
1968	461,9	2.784,4	16,8	4,00
1969	546,6	3.127,5	18,0	4,00
1970	664,7	3.649,9	18,9	5,00
1971	859,0	4.156,9	20,3	5,25
1972	990,9	5.104,1	22,1	5,25
1973	1.276,6	6.121,1	24,4	5,75
1974	1.152,3	7.653,6	31,2	6,50
1975	1.043,0	9.297,1	37,6	9,50
1976	1.080,8	11.280,9	44,4	10,50
1977	1.297,6	14.072,1	56,6	15,10
1978	1.612,3	17.358,1	69,1	18,70
1979	1.937,4	21.759,3	85,8	20,00
1980	2.572,9	29.908,0	100,0	20,00
1981	3.197,6	36.648,2	120,0	20,50
1982	4.152,4	45.308,0	146,8	22,30

AÑO	RD (10 <sup>9</sup> escudos)	P (millares)	TI (%)	TD (%)
1961	57,4	8.380	0,3	3,5
1962	63,8	8.444	2,4	2,9
1963	70,9	8.495	2,7	2,2
1964	78,8	8.530	3,9	2,2
1965	87,6	8.537	3,5	2,0
1966	95,7	8.532	5,8	1,7
1967	108,5	8.553	3,7	1,7
1968	116,6	8.559	4,7	1,9
1969	128,7	8.491	7,4	2,3
1970	143,6	8.397	4,7	2,7
1971	163,7	8.339	7,5	2,5
1972	195,8	8.321	8,8	2,1
1973	239,8	8.316	10,5	2,6
1974	297,7	8.650	27,9	2,2
1975	351,0	8.947	20,5	5,6
1976	425,5	9.123	18,2	6,7
1977	661,4	9.168	27,3	7,9
1978	840,4	9.204	22,1	8,4
1979	1.082,1	9.338	24,2	8,1
1980	1.340,0	9.423	16,6	7,9
1981	1.570,2	9.496	20,0	7,6
1982	1.760,4	9.555	22,4	7,6