

ESTUDIO DE LA PRIMA DE UN SEGURO DE NO VIDA EN FUNCION DE LA COBERTURA.

Guerrero Casas, Flor María; Melgar Hiraldo, María del Carmen.

Departamento de Economía Aplicada I. Universidad de Sevilla.

0.-INTRODUCCION.

Con este trabajo, pretendemos adentrarnos un poco en el mundo del seguro, y más concretamente en la vertiente de los seguros de no vida. Se entiende por seguro de no vida al asociado a un suceso que conlleva daños materiales, no relacionados con la vida del asegurado. El problema fundamental es la determinación de la cobertura y la prima que satisfagan a la compañía y al asegurado. Como norma general, consideraremos que la cobertura no puede ser mayor que el valor de la o las cosas aseguradas. Si el contrato estipula que la cobertura sea igual al valor económico de la pérdida sufrida por el asegurado, diremos que la cobertura es total, mientras que si sólo se cubre una parte de los daños, hablaremos de cobertura parcial. Parece a priori que un individuo optará siempre por una cobertura completa, lo que puede suponer que la prima asociada sea demasiado elevada. El asegurado deberá entonces tener en cuenta ambos factores al decantarse por un contrato u otro. La cobertura a la que debe hacer frente la compañía aseguradora puede considerarse como una variable aleatoria cuyos valores vendrán determinados por el acontecimiento o no del suceso asegurado. Supuesta conocida la probabilidad con la cual éste puede producirse, se podrá calcular el valor esperado de dicha variable aleatoria. Si el valor de la prima coincide con la esperanza matemática de la cobertura, diremos que la prima es actuarial. Evidentemente, si la compañía aseguradora fijara todas las primas como actuariales, cubriría en promedio las prestaciones realizadas. Sin embargo, en numerosas ocasiones, las primas deben ser mayores para poder compensar posibles desviaciones de ese promedio. En esta exposición, analizamos ambos elementos -cobertura y prima-, que, evidentemente, están relacionados. Supondremos en primer lugar que la pérdida que puede sufrir el asegurado es única y de cuantía conocida, como propone Mossin. Veremos cuál es la prima máxima que un individuo estaría dispuesto a pagar a cambio de una cobertura total y cómo varía en función de las distintas variables. Nos plantearemos asimismo el caso opuesto: conocida la prima, Determinaremos la cobertura óptima y sus características. Se expondrá después un caso más general según las indicaciones de Arrow, por el cual el daño al que está

expuesto el individuo puede alcanzar distintos valores monetarios, hasta llegar como máximo al valor de la cosa asegurada. Determinaremos también para esta situación la prima y cobertura óptimas para el individuo. La optimalidad de un contrato de seguro de no vida para un individuo la identificaremos con la obtención de la mayor utilidad posible. Esta dependerá de que se produzca o no el hecho asegurado y podremos considerarla así como una nueva variable aleatoria cuyo valor esperado deberemos maximizar.

Antes de empezar el análisis, haremos referencia a las hipótesis adoptadas. Se considerará un consumidor de renta R , expuesto a un riesgo que conlleva una pérdida o daño máximo D y que ocurre con una cierta probabilidad. " u " será su función de utilidad, cóncava, lo que equivale a que el individuo tenga aversión o neutralidad hacia el riesgo y por tanto a que esté dispuesto a pagar una cantidad positiva para sustituir el daño al que está expuesto por su valor medio. Existirá así la posibilidad de que el consumidor se plantee asegurarse. Supondremos también que la función de utilidad es estrictamente creciente y dos veces continuamente derivable.

1.-EL MODELO DE RIESGO UNICO.

En el modelo de Mossin se estudia el problema de la adquisición de un seguro para el caso en que existe un único riesgo aislado de cuantía exacta y conocida D , que ocurre con probabilidad p . Un individuo contratará un seguro de no vida sólo si su utilidad no disminuye con ello. La utilidad esperada en ausencia de seguro viene dada por:

$$E_0 p u(R - D) u(R) \quad (1)$$

Por otra parte, si suponemos que el consumidor suscribe un contrato de seguro que lo indemnice con una cobertura q en caso de siniestro, a cambio de una prima P , su utilidad esperada será:

$$E = (1 - p) u(R - P) + p u(R - P + q - D) \quad (2)$$

El individuo se asegurará si $E \geq E_0$.

Analizamos en primer lugar la prima máxima que se pagaría a cambio de una cobertura completa.

1.1.-Prima máxima para una cobertura total.

Si la cobertura es total, $q=D$, la utilidad dada en la ecuación (2) queda reducida a $E = u(R-P)$. Teniendo en cuenta que "u" es una función estrictamente creciente, la prima pagada P no podrá exceder una cantidad máxima, que denotaremos P_{\max} , y que vendrá definida implícitamente por $E=E_0$. En la siguiente proposición vamos a estudiar esta prima máxima ante variaciones de las distintas variables que intervienen en el problema.

Proposición 1:

- a) Si "u" es una función estrictamente cóncava, P_{\max} es estrictamente superior a la prima actuarial del contrato (P^*), es decir $P_{\max} > P^* = pD$.
- b) P_{\max} es una función creciente de p y D.
- c) Si el consumidor tiene aversión absoluta hacia el riesgo decreciente, P_{\max} es una función decreciente de R.

Demostración:

Sabemos que la prima máxima P_{\max} viene dada implícitamente por la ecuación $u(R-P_{\max}) = E_0$.

- a) Si suponemos en primer lugar que "u" es una función estrictamente cóncava, se tendrá por definición:

$$E_0 = PU(R-D) + (1-P)u(R) < u(R-PD)$$

Por lo tanto:

$$u(R-P_{\max}) < u(R-pD)$$

Usando el crecimiento de la función de utilidad, llegamos a:

$$R - P_{\max} < R - pD - P_{\max} < pD = P'$$

b) Probaremos en primer lugar que E_0 es una función decreciente de p y D , que denotaremos $E_0(p, D)$. Usando el crecimiento estricto de "u", podemos obtener el signo de la derivada parcial de E_0 respecto de p :

$$\frac{\partial E_0}{\partial p} = u(R - D) - u(R) < 0$$

Por tanto E_0 es una función decreciente de p .

Para estudiar el comportamiento de E_0 como función de D , usando el crecimiento estricto de la función de utilidad, se tiene:

$$D_1 < D_2 \Rightarrow R - D_1 > R - D_2 \Rightarrow u(R - D_1) > u(R - D_2)$$

y por tanto:

$$pu(R - D_1) + (1 - p)u(R) > pu(R - D_2) + (1 - p)u(R) \Rightarrow E_0(p, D_1) > E_0(p, D_2)$$

Queda así demostrado que E_0 es una función decreciente de D . A partir del decrecimiento de E_0 como función de p y D , y de la función implícita que define a P_{\max} se deduce inmediatamente el crecimiento de P_{\max} en función de esas mismas variables p y D . Basta para ello utilizar de nuevo que "u" es una función estrictamente creciente. Así:

$$\left. \begin{array}{l} \text{sí } p \text{ crece} \Rightarrow E_0 \text{ decrece} \\ u \text{ es estrictamente creciente} \end{array} \right\} \Rightarrow R - P_{\max} \text{ decrece} \Rightarrow P_{\max} \text{ crece}$$

Un razonamiento análogo para la variable D finaliza la demostración del apartado b).

$$\left. \begin{array}{l} \text{sí } D \text{ crece} \Rightarrow E_0 \text{ decrece} \\ u \text{ es estrictamente creciente} \end{array} \right\} \Rightarrow R - P_{\max} \text{ decrece} \Rightarrow P_{\max} \text{ crece}$$

c) Consideramos ahora la prima máxima P_{\max} como función de la riqueza R. Derivando implícitamente respecto de R la expresión $u(R - P_{\max}) = E_0$, teniendo en cuenta el valor de E, dado en la ecuación (1), obtenemos:

$$u'(R - P_{\max}) \left(1 - \frac{\partial P_{\max}}{\partial R} \right) = pu'(R - D) + (1 - p)u'(R)$$

y por tanto:

$$\frac{\partial P_{\max}}{\partial R} = \frac{u'(R - P_{\max}) - (pu'(R - D) + (1 - p)u'(R))}{u'(R - P_{\max})}$$

Teniendo en cuenta que "u' es una función estrictamente creciente, el denominador de la expresión anterior es estrictamente positivo, por lo que la derivada parcial de P_{\max} respecto de R tendrá el mismo signo que el numerador, que es una función continua y derivable que denotaremos H. Debemos calcular por tanto el signo de H. A partir de la expresión implícita de P_{\max} podemos obtener expresiones de p y 1 -p que sustituimos en H.

$$H = u'(R - P_{\max}) - u'(R - D) \frac{u(R - P_{\max}) - u(R)}{u(R - D) - u(R)} - u'(R) \frac{u(R - D) - u(R - P_{\max})}{u(R - D) - u(R)}$$

Considerada como función de P_{\max} , $H(0)=H(D)=0$ y además:

$$\frac{dH}{dP_{\max}} = u''(R - P_{\max}) - u'(R - P_{\max}) \frac{u'(R) - u'(R - D)}{u(R - D) - u(R)}$$

Aplicando el teorema de Rolle a la función H en el intervalo (O,D), sabemos que su derivada se anula al menos en un punto interior al intervalo. Con el signo de la derivada segunda, sabremos si este o estos puntos corresponden a máximos o a mínimos de H.

$$\frac{dH}{dP_{max}} = 0 \Rightarrow \frac{u''(R - P_{max})}{u'(R - P_{max})} = \frac{u'(R) - u'(R - D)}{u(R) - u(R - D)}$$

$$\frac{d^2 H}{dP_{max}^2} = \frac{u'''(R - P_{max})u'(R - P_{max}) - u''(R - P_{max})^2}{u'(R - P_{max})^2}$$

Como "u" es una función estrictamente creciente, su derivada será positiva y así el denominador esta expresión será estrictamente positivo. En lo que se refiere al signo del numerador, aplicamos el decrecimiento del índice de aversión absoluta al riesgo, que implica que su derivada sea negativa.

$$\left(\frac{-u''(x)}{u'(x)} \right)' = \frac{u'''(x)u'(x) + u''(x)^2}{u'(x)^2} < 0$$

Así:

$$\frac{d^2 H}{dP_{max}^2} = - \left(\frac{u''(R - P_{max})}{u'(R - P_{max})} \right)' u'(R - P_{max}) > 0$$

En consecuencia, en el intervalo (O,D), la función H sólo tendrá mínimos, y por tanto, el valor de la función será menor o igual que en los extremos, donde se anulaba:

$$H(x) < H(0) = H(D) = 0 \quad \forall x \in]0, D[$$

Como el signo de la derivada de P_{max} respecto de R es el mismo que el de la función H, será negativa y P_{max} es una función decreciente de R.

Esta proposición indica que la actividad del seguro sólo es viable si el individuo tiene aversión al riesgo, que al aumentar la probabilidad de accidente o la cuantía del daño el individuo está dispuesto a pagar una prima mayor para tener derecho a la cobertura total, y lo más sorprendente, que cuánto mayor sea la renta del consumidor, menor es el precio que está dispuesto a pagar para hacer frente a una cobertura total.

1.2.-Cobertura óptima para una prima recargada.

Supongamos ahora que el consumidor tiene la posibilidad de elegir una cobertura cualquiera q , con la simple restricción de que no supere la cuantía del daño ocasionado. Supondremos igualmente que la compañía de seguros introduce un recargo técnico o de seguridad en el cálculo de la prima recargada que deberá pagar el asegurado. El recargo técnico resulta ser una cantidad proporcional a la prima actuarial, proporción que viene dada por un parámetro λ . Se caracteriza, por tanto, por el hecho de que la prima recargada P es una función lineal del valor actuarial del contrato o equivalentemente de la cobertura.

$$P = \lambda q = (1 + \lambda) P^*$$

donde $\lambda > 0$ es la tasa de recargo fijada por la compañía aseguradora, y μ un parámetro.

La cobertura óptima q^* corresponde entonces al valor de $q \in [0, D]$ que maximiza la esperanza de la utilidad:

$$E(q) = pu(R + q - P - D) + (1-p)u(R - P) = pu(R + (1 - \lambda)q - D) + (1-p)u(R - \lambda q)$$

Puesto que u es una función cóncava y dos veces diferenciable con continuidad, E también lo será y por lo tanto q^* está caracterizado por la condición necesaria de primer orden.

$$E'(q^*) = p(1 - \lambda)u'(R + (1 - \lambda)q^* - D) - \lambda(1 - p)u'(R - \lambda q^*) = 0 \text{ si } 0 < q^* < D$$

$$q^* = 0 \text{ si } E'(0) \leq 0; \quad q^* = D \text{ si } E'(D) \geq 0$$

Proposición 2:

a) Si "u" es una función lineal y $\lambda > 0$, entonces $q^* = 0$.

b) Si "u" es una función estrictamente cóncava y $\lambda > 0$, entonces $q^* < D$.

Demostración:

a) Si u es lineal, entonces la representación de $E(q)$ será una recta y alcanzará el máximo en uno de los extremos del intervalo $[0, D]$ en el que nos movemos.

$$E(q) = u(pR + p(1-m)q - pD + (1-p)R - (1-p)mD) = u(R + pq - pD - mD)$$

Comparemos los valores $E(0)$ y $E(D)$: $E(0) = u(R - pD)$, $E(D) = u(R - mD)$. Por hipótesis, $\lambda > 0$, por tanto

$$mD = (1 + I)pD > pD \Rightarrow R - mD < R - pD \Rightarrow E(0) > E(D)$$

Así, el valor óptimo de q será $q^* = 0$.

b) Razonando por reducción al absurdo, supongamos que $q^* = D$. En ese caso, la derivada de E en D deberá ser mayor o igual que cero, es decir:

$$E'(D) = (1 - m)u'(R - mD) \geq 0$$

Puesto que por hipótesis "u" es una función estrictamente creciente. su derivada es una función positiva, con lo cual la desigualdad anterior se verificará sólo si:

$$1 - m \geq 0 \Leftrightarrow 1 \geq m$$

Si tenemos en cuenta la expresión de la prima, llegaremos a una contradicción con el hecho de que $\lambda > 0$.

$$mD = (1 + I)pD \Rightarrow m = (1 + I)p; \text{ Si } p \geq m \Rightarrow 1 + I \leq 1 \Rightarrow I \leq 0$$

Esto significa que no puede haber cobertura completa, es decir $q^* < D$.

La interpretación de la proposición 2 es fácil. En primer lugar, si la tasa de recargo es positiva, un consumidor neutral hacia el riesgo no se aseguraría, sólo lo harían aquellos con aversión estricta hacia el riesgo. Lo más sorprendente es el apartado b) que nos indica que si la tasa de recargo es positiva, ya no se deseará tener una cobertura completa. Este hecho parece estar en contradicción con la realidad práctica, pero se debe a la existencia de riesgos adicionales contra los cuales no hay posibilidad de asegurarse, pero que sin embargo están relacionados con el riesgo asegurado, y por tanto influirán en la decisión del cliente ante la elección de una cobertura adecuada. Se puede demostrar que si la tasa de recargo no es demasiado elevada y si los riesgos asegurable y no asegurable están correlacionados positivamente, el consumidor elegirá una cobertura completa.

Veamos a continuación cómo se comporta la cobertura óptima al cambiar las variables p , D y R .

Proposición 3:

Supongamos que " u " es una función estrictamente cóncava. Entonces, se verifica:

- a) La cobertura óptima q^* es una función creciente de p y D .
- b) La cobertura óptima q^* es una función decreciente de la renta R si y sólo si la aversión absoluta hacia el riesgo es decreciente.

Demostración:

Supongamos que el óptimo es interior, ya que en caso contrario la proposición resulta obvia. q^* estará caracterizado entonces por la ecuación implícita $E'(q) = 0$, como se vio en la proposición anterior. Esa ecuación puede considerarse como una función de distintas variables: la cobertura, la probabilidad del suceso, el daño, la riqueza y el parámetro μ que relaciona la cobertura con la prima recargada. Llamaremos F a esa función de cinco variables, con lo cual:

$$F(q,p, D, R, m) = p(1-m)u'(R+(1-m)q-D) - m(1-p)u'(R-mq) = 0$$

Veamos si podemos aplicar el teorema de la función implícita:

$$\frac{\partial F}{\partial q} = p(1-m)^2 u''(R+(1-m)q-D) + m^2(1-p)qu''(R-mq) < 0$$

ya que u es estrictamente cóncava y por lo tanto $u''(x) < 0$, para todo x.

Al ser la parcial de F respecto de q distinta de cero, podremos expresar q en función de las demás variables. Calcularemos las derivadas parciales de q, y estudiaremos su signo para determinar el crecimiento o decrecimiento de q^* respecto de p, D, R, u. Si representamos por x a una cualquiera de las variables, se tendrá:

$$\frac{\partial q^*}{\partial x} = - \frac{\frac{\partial F}{\partial x}}{\frac{\partial F}{\partial q^*}};$$

$$\frac{\partial F}{\partial q^*} < 0 \Rightarrow \frac{\partial q^*}{\partial x} \text{ tiene el mismo signo que } \frac{\partial F}{\partial x}$$

Para simplificar la notación, llamaremos $A=R+(1-\mu)q-D$ y $B=R-\mu q$, siendo $A \leq B$. Una vez hechas estas observaciones previas, podemos pasar a demostrar los distintos apartados de la proposición.

a)

$$\frac{\partial F}{\partial p} = (1-m)u'(A) + mu'(B) > 0$$

porque u es estrictamente creciente. Por tanto $\partial q^*/\partial p > 0$, y q^* es una función creciente de p.

Análogamente:

$$\frac{\partial F}{\partial p} = -p(1-m)u''(A) > 0$$

ya que u es estrictamente cóncava, lo que implica que $\partial q^*/\partial D > 0$, con lo que q^* es una función creciente de D . b) Derivamos ahora respecto de R .

$$\frac{\partial F}{\partial p} = p(1-m)u''(A) - m(1-p)u''(B)$$

Haciendo uso además de la ecuación implícita $F(q,p,D,R,\mu)=0$, se obtiene:

$$F(q,p,D,R,m)=0 \quad \text{P} \quad p(1-m)u'(A) = m(1-p)u'(B) = \alpha > 0$$

Sustituyendo:

$$\frac{\partial F}{\partial R} = a \left(-\frac{u''(B)}{u'(B)} + \frac{u''(A)}{u'(A)} \right)$$

Como $A \leq B$, una condición necesaria y suficiente para que la parcial de F respecto de R sea negativa es que $-u''/u'$ sea decreciente, lo que demuestra el apartado b).

Esta proposición tiene una rápida interpretación. Si la probabilidad de que ocurra el suceso asegurado aumenta, la cobertura que un asegurado contrario al riesgo deseará deberá también aumentar. Ocurrirá lo mismo con la cuantía de daño que tenga lugar: cuanto mayor sea la pérdida esperada por el asegurado, mayor será la cobertura que quiera tener. En lo que se refiere a la influencia de la riqueza en el nivel óptimo para la cobertura, se observa que si a mayor riqueza menor es la preocupación por el riesgo que se corre, entonces la cobertura deseada también disminuirá al aumentar la riqueza del asegurado.

2.-UNA GENERALIZACION DEL MODELO DE RIESGO UNICO.

Consideremos ahora, como hace Arrow, que el daño viene dado por una variable aleatoria D con valores positivos (que denotaremos con la letra d) y cuya función de densidad llamaremos $g(d)$. D^* representará el valor máximo del daño. Se demostrará que, en este caso, el contrato

óptimo de seguro consiste en la cobertura total por encima de una cierta franquicia F . Si el riesgo no es único, el contrato de seguros deberá especificar el montante $q(d)$, $0 \leq d \leq D^*$, de la indemnización recibida por el asegurado, en función de la magnitud d del daño sufrido. Tendremos de nuevo la restricción:

$$\forall d \in R^+ \quad 0 \leq q(d) \leq D(d)$$

Suponemos que el beneficio obtenido por la compañía sólo depende de la prima P pagada por el cliente, del valor actuarial del contrato, y de los gastos de gestión. Al venir representado el daño por una variable aleatoria continua, la cobertura es también una variable aleatoria continua, y su valor esperado deberá obtenerse haciendo uso de la función de densidad $g(d)$ de D . En efecto, el valor esperado de la cobertura será:

$$E[q] = \int_0^{D^*} q(d)g(d)dd$$

El beneficio obtenido por la compañía de seguros podrá calcularse como diferencia entre la prima recibida y el desembolso medio a efectuar en concepto de cobertura, incrementado por los gastos de la compañía.

$$B(p, q) = P - (1 + I) \int_0^{D^*} q(d)g(d)dd$$

donde $\lambda \geq 0$ es el factor que representa los gastos de gestión.

La utilidad del asegurado, que será también una variable aleatoria continua, dependerá del daño, de la prima y de la cobertura. Su esperanza vendrá dada por la expresión:

$$E[u(P, q)] = \int_0^{D^*} u(R - P - d + q(d))g(d)dd$$

Para obtener el contrato óptimo, hay que tener en cuenta el objetivo de la compañía -máximo beneficio posible y el del asegurado -mayor utilidad posible-. Esto equivale matemáticamente a plantear un problema de optimización con dos objetivos. Una manera de tratar este tipo de problemas es adjudicar a cada objetivo un peso según la importancia que se le asigne. Formularemos el problema de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \text{maximizar } W(P,q) &= \alpha B(P,q) + (1-\alpha) \cdot E[u(P,q)] \\ \text{sujeto a } 0 &\leq q(d) \leq d \end{aligned}$$

donde α es un coeficiente de ponderación comprendido entre 0 y 1.

Proposición 4:

Si existe aversión al riesgo, el contrato óptimo consiste en cobertura total por encima de una franquicia.

Demostración:

Si expresamos W en función de las distintas variables de las que depende, obtenemos:

$$W(P,q) = \alpha P + \int_0^{D^*} \{(1-\alpha)u(R-P-d+q(d)) - \alpha(1+I)q(d)\}g(d)dd$$

Si queremos obtener la función de indemnización $q(d)$ óptima, deberemos maximizar la expresión anterior como función de q solamente. En tal caso, no es necesario tener en cuenta el primer sumando αP , que no depende de q . Por otro lado, la integral es una función creciente, con lo cual el máximo de la función $W(P,q)$ se obtendrá maximizando el integrando bajo la restricción que se tiene para $q(d)$. Es decir, el problema será:

$$\begin{aligned} \text{maximizar } &\{(1-\alpha)u(R-P-d+q) - \alpha(1+I)q\} \\ \text{sujeto a } &0 \leq q \leq d \end{aligned}$$

La aversión al riesgo del asegurado implica como sabemos la concavidad de la función u , y de ésta se deduce fácilmente la concavidad de la función a maximizar, que denotaremos $H(q)$. En efecto,

$$H'(q) = (1 - a) u'(R - P - d + q) - a(1 + \lambda); H''(q) = (1 - a) u''(R - P - d + q) < 0$$

Por tanto, la solución vendrá caracterizada por la condición necesaria $H'(q) = 0$, en caso de óptimo interior:

$$(1 - a) u'(R - P - d + q(d)) = a(1 + \lambda), \text{ si } q(d) \in (0, d)$$

mientras que será:

$$q(d) = 0 \text{ si } H'(0) \leq 0 \text{ y } (1 - a) u'(R - P - d) \geq a(1 + \lambda)$$

$$q(d) = d \text{ si } H'(d) \geq 0 \text{ y } (1 - a) u'(R - P) \geq a(1 + \lambda)$$

En cuanto a la prima óptima P , estará determinada por la relación:

$$\frac{\partial W}{\partial P} = 0 \Leftrightarrow a = (1 - a) \int_0^{D^*} u'(R - P - d + q(d)) g(d) dd$$

Para obtener una expresión de la cobertura óptima, definimos un número F de la siguiente forma:

$$\text{Si } (1 - a) u'(R - P) < a(1 + \lambda) - F \text{ es tal que } (1 - a) u'(R - P - F) = a(1 + \lambda)$$

$$\text{En otro caso } F = 0$$

Con esa definición, la cobertura

$$q(d) = \begin{cases} d - F & \text{si } d \geq F \\ 0 & \text{si } d < F \end{cases}$$

es solución del problema y por tanto el seguro óptimo consiste en una cobertura total por encima de la franquicia F cuya expresión implícita hemos encontrado. 1

Es interesante observar que el caso $F = 0$ para cada valor de d no es posible, ya que implicaría $q(d) = d$, para todo d , y por lo tanto, si $\lambda > 0$:

$$(1 - a) \int_0^{D^*} u'(R - P - d + q(d)) g(d) dd = (1 - a) u'(R - P) \geq a(1 + I) > a$$

lo cual contradice la relación

$$\frac{\partial W}{\partial P} = 0$$

Esto significa que la cobertura no puede ser total para cualquier valor del daño, sino que para determinados valores de éste, debe existir siempre una franquicia positiva.

3.-CONCLUSIONES.

Al plantearnos la adquisición de un seguro de no vida, hemos observado que si un individuo con aversión al riesgo está expuesto a un único daño de valor conocido, la prima máxima que estaría dispuesto a pagar a cambio de una cobertura completa es mayor que la prima actuarial. Además, como era de suponer, cuanto mayor sea la probabilidad de que ocurra el accidente y cuanto mayor sea la cuantía del daño, mayor será la cantidad que el asegurado está dispuesto a pagar. En cambio, cuanto mayor sea su riqueza, menor será la prima máxima que aceptará pagar. Si la compañía aseguradora fija un recargo de seguridad en la prima, la cobertura óptima para el individuo será mayor al aumentar la probabilidad y cuantía del accidente asegurado, y decrecerá si aumentan la riqueza y el recargo. En cualquier caso, el individuo no optará nunca por una cobertura total si existe recargo sobre la prima actuarial. En un modelo más general y realista en el cual se supone que el daño sufrido puede tomar distintos valores sin sobrepasar un cierto límite, la prestación de la compañía de seguros será una función de la pérdida, y más concretamente la cobertura óptima consistirá en una indemnización total por encima de una franquicia. Es decir, si el daño es menor que la franquicia correrá a cargo del propio asegurado, mientras que lo que sobrepase esa cantidad deberá ser abonado por la compañía aseguradora al individuo asegurado. Esta modalidad de seguro es la más frecuente en la vida diaria, y responde a un interés por cubrir pérdidas elevadas y hacerse cargo de las pequeñas a cambio del pago de una prima menor. La gran diferencia entre los modelos tratados es precisamente que el modelo de Mossin no permite distinguir entre montante de cobertura y nivel de franquicia.

4.-BIBLIOGRAFIA.

BORCH, K.: "Economics of Insurance". North-Holland, 1990.

DIONNE, G.: "Contributions to Insurance Economics". Université de Montreal, 1992.

DOHERTY, N., SCHLESINGER, H.: "Optimal insurance in incomplete markets". Journal of Political Economy, 1983, vol. 91, nO6, pages 1045-1054.

HENRIET, D.; ROCHET, J.C.: "Some reflections on insurance pricing". European Economic Review, 1987, vol. 31, n1 4, pages 863-885.

HENRIET, D.; ROCHET, J.C.: "Microéconomie de l'assurance". Ed. Economica, 1991.

MOSSIN, J.: "Aspects of rational insurance purchasing". Journal of Political Economy, 1968, vol. 76, pages 553-568.

PASHIGIAN, P.; SCHKADE, L.; MENEFFEE, G.: "The selection of an optimal deductible for a given insurance policy". The Journal of Business, 1966, vol. 39, pages 35-44.

STRAUB, E.: "Non-Life Insurance Mathematics". Springer-Verlag, 1988.