

# MICROECONOMETRÍA Y ASIMETRÍA DE INFORMACIÓN: APLICACIONES A LA UTILIZACIÓN DE ATENCIÓN SANITARIA

*Marcos Vera Hernández\**

Este artículo se centra en el contraste de las hipótesis de la teoría de contratos en el marco de la utilización de atención sanitaria. Para ello, primero se discuten las características de los contratos que se observarán en equilibrio bajo riesgo moral y selección adversa. Luego se analizan los contrastes de las hipótesis utilizando enfoques estructurales y de forma reducida, para después resumir tres aplicaciones, una con datos de Cataluña y otras dos con datos de Estados Unidos.

**Palabras clave:** *economía de la salud, atención en salud, contratos de seguros, riesgos, seguros de enfermedad, España, Estados Unidos.*

**Clasificación JEL:** *D81, I10.*

## 1. Introducción

Durante los últimos 30 años, la consideración de la existencia de asimetría de la información entre los participantes en una

relación ha sido muy importante en el desarrollo de la teoría económica moderna<sup>1</sup>. Las aplicaciones de la teoría han llegado a los campos de la regulación de empresas, la organización industrial, la economía de los seguros, la economía bancaria, la economía laboral, y cómo no, la economía de la salud. El reciente premio Nobel de Economía a los profesores Akerlof, Spence y Stiglitz ha reconocido la trascendencia que la teoría de la información asimétrica ha tenido para el avance de la economía.

Hasta hace aproximadamente cinco años, los avances que se realizaban en la teoría de la información asimétrica se mantenían en el plano teórico. El objetivo era explicar las propiedades de los contratos cuando la información asimétrica era una

---

\* University College London.

Este artículo es un resumen de la Tesis Doctoral leída en junio de 2001 en el Departamento de Economía e Historia Económica de la Universidad Autónoma de Barcelona en el marco del *International Doctorate in Economic Analysis (IDEA)* con el título «Microeconomics and Asymmetric Information: Applications to Health Care Utilization». El autor desea expresar su agradecimiento al director de la tesis, el profesor Michael Creel por su dedicación y apoyo. Tuvo el placer de compartir un trabajo de tesis con Andrés Romeu. Asimismo quisiera agradecer los comentarios de los miembros del tribunal: Pedro Barros, Eulalia Dalmáu, Montse Farrell, Matilde Machado y Pau Olivella. La tesis se ha visto enriquecida gracias a la interacción que mantuvo con Begoña Álvarez, Pedro Álvarez, Richard Blundell, Aleix Calveras, Begoña Domínguez, Ariadna Dumitrescu, Belén Jerez, Inés Macho, Xavier Martínez, Carmen Matutes, Jorge Mestre, Fuensanta Morales, Francesc Ortega, Nicolás Porteiro, Ingrid Vargas y Frank Windmeijer. La Tesis fue realizada gracias al apoyo financiero de la beca número 1997FI-436 del Comissionat de Universitats i Recerca de la

---

Generalitat de Catalunya, así como de la DGICYT PB96-1160 del Ministerio de Educación. Los datos de la tesis fueron obtenidos gracias al Servei Català de la Salut y al Centro de Investigaciones Sociológicas.

<sup>1</sup> Para una discusión formal de la teoría de la información asimétrica, consultar MACHO y PÉREZ (1994).

característica de la relación. La idea básica era intentar explicar qué clase de incentivos se establecían en los contratos para minimizar las consecuencias de la información asimétrica. Sin embargo, pocos avances existían desde un punto de vista empírico. La existencia de información asimétrica es, ante todo, una hipótesis sobre la información que tienen los agentes cuando toman decisiones y, por lo tanto, resulta muy importante comprobar si dicha hipótesis tiene relevancia empírica. Los profesores Chiappori y Salanié han contribuido de forma decisiva al desarrollo de la teoría de la información asimétrica, primero desde un punto de vista teórico, y recientemente también desde la perspectiva empírica. Por ello resulta interesante la siguiente cita:

«Mientras entendemos las características de los contratos óptimos bajo riesgo moral o selección adversa, el número de artículos que proporcionan una estimación cuantitativa de cualquiera de estos fenómenos en un contexto específico, o mostrando clara evidencia empírica sobre su existencia es sorprendentemente baja» (Chiappori y Salanié, 1997)<sup>2</sup>.

Estos dos profesores llevaron a cabo una sesión plenaria del Congreso de la Econometric Society en Seattle en el año 2000, resumiendo la evidencia existente hasta la fecha sobre la existencia de asimetría de información en los mercados (Chiappori y Salanié, 2000). Este es un claro indicativo del interés que el tema ha levantado en la comunidad científica internacional.

Existen razones claras para el escaso trabajo empírico realizado hasta la fecha en la teoría de la información asimétrica. Por una parte, generalmente no es fácil conseguir los datos necesarios para llevar a cabo los contrastes. Se requieren datos sobre los contratos que tiene cada agente y los resultados de la relación. Por otra parte, como veremos a continuación, suele ser necesario estimar modelos econométricos no lineales con variables endógenas. Esta parte de la econometría todavía está lejos

de estar consolidada, y, por lo tanto, la estimación de algunos de estos modelos implica utilizar algunos modelos que no se encuentran en los paquetes estadísticos más comunes, lo que dificulta la realización de contrastes empíricos.

La tesis que resumimos en este artículo tiene como objetivo contribuir a entender la relevancia empírica de la teoría de la información asimétrica en el sector sanitario. Nos hemos centrado en el análisis de la demanda de atención sanitaria, pues es complicado obtener datos sobre la oferta. Por ejemplo, para el caso de España, utilizando las Encuestas de Salud, bien nacionales o de las comunidades autónomas, se pueden recoger datos sobre los contratos (si el individuo tiene o no seguro privado) y sobre algunos de los resultados de la relación entre asegurado y asegurador, por ejemplo, el número de visitas al médico. Por otro lado, la importancia de la información asimétrica en la demanda de atención sanitaria tiene una larga tradición en la literatura (Arrow, 1963 y Pauly, 1968).

Para llevar a cabo el cometido de la tesis se ha dividido la exposición en tres apartados. El primero hace un esfuerzo por comprender las consecuencias de la información asimétrica en un sistema como el español donde existe un Sistema Nacional de Salud. Además, se realiza un contraste de las implicaciones utilizando métodos econométricos conocidos, si bien todavía no se encuentran incluidos en muchos paquetes estadísticos de uso común. En el segundo se trabaja sobre mejoras en las técnicas estadísticas útiles para realizar dichos contrastes. La idea es conseguir modelos econométricos más adecuados a las características de los datos, y por tanto que nos ayuden a sacar conclusiones más claras. En el tercero se trabaja hacia la estimación de un modelo principal-agente. Esto es de interés, pues los modelos principal-agente son el armazón básico donde se discuten, desde un punto de vista teórico, las consecuencias de la información asimétrica.

Antes de entrar a discutir cada uno de ellos, vamos a plantear las principales hipótesis de información asimétrica en el marco de la demanda de atención de servicios sanitarios. También discutiremos las principales formas de llevar a cabo los contrastes de las hipótesis, para luego proceder a resumir cada artículo.

<sup>2</sup> Cita traducida del original en inglés.

## 2. Las hipótesis de riesgo moral y selección adversa

Las hipótesis de riesgo moral y selección adversa son hipótesis sobre la asimetría de información que tienen los participantes en una relación. Se diferencian entre sí en cuánto se supone que esta asimetría de información tiene lugar. En el caso puro de selección adversa, los agentes tienen distinta información antes de firmar el contrato que regirá la relación. En el caso de la venta de coches, el vendedor del coche tendrá generalmente mayor información que el comprador sobre la calidad del coche. En el caso del mercado de seguros sanitarios, generalmente se supone que el comprador del seguro tiene más información que la compañía aseguradora sobre su estado de salud. En el caso puro de riesgo moral, los agentes que participan en la relación tienen la misma información el uno que el otro sobre los aspectos relevantes antes de firmar el contrato. Sin embargo, una vez el contrato se firma, uno de los participantes adquiere mayor información sobre la relación. En el caso de un contrato de trabajo, el trabajador es el que verdaderamente conocerá cuánto se ha esforzado en el trabajo, mientras que el empleador sólo conocerá una señal de tal esfuerzo: el producto del trabajo. En el caso del mercado sanitario, la compañía aseguradora generalmente desconocerá la gravedad de la enfermedad del paciente, o si realmente era necesario acudir al servicio de urgencias. Esta información sólo la tendrá el paciente y su médico. En este apartado discutiremos las consecuencias de riesgo moral y selección adversa en el entorno más simple posible: el de un mercado privado sin intervención pública. Esto luego nos servirá para discutir las implicaciones de estas hipótesis en otros contextos.

El caso más simple que se estudia sobre selección adversa en el mercado de seguros sin intervención pública es el analizado por Rothschild y Stiglitz, 1976. En su modelo hay dos tipos de consumidores con distinta probabilidad de riesgo. Así hablaremos del riesgo malo y el riesgo bueno para denominar a los consumidores con alta y baja probabilidad de enfermedad respectivamente. Los consumidores saben si son un alto o un bajo riesgo, pero las compañías de seguros lo desconocen. Para los

casos en los que hay equilibrio en el mercado, la teoría predice que habrá dos tipos de contratos de seguro en el mercado. Uno con una prima alta, igual al coste esperado del riesgo malo, y que presenta un seguro completo para el individuo que lo decida comprar. El otro con una prima relativamente baja, y específica de un seguro incompleto, es decir un seguro que no cubre al 100 por 100 las posibles pérdidas. Ejemplos de estos tipos de seguros incompletos son contratos de seguro con copagos o franquicias. La idea básica es que cada tipo de consumidor elegirá un tipo de contrato. El consumidor de alto riesgo elegirá el contrato que especifique el seguro completo y la prima alta. El consumidor de bajo riesgo elegirá el contrato de seguro incompleto con una prima baja. Es decir, las empresas ofrecen menús de contratos separadores, uno para cada tipo de consumidor. Una de las razones por las que esto es un equilibrio es que al de alto riesgo no le interesa escoger el contrato destinado al de bajo riesgo, porque entonces pagaría mucho debido al copago o franquicia, es decir, soportaría demasiado riesgo. Por otra parte, las empresas no pueden mejorar la cobertura del contrato del bajo riesgo, porque entonces los altos riesgos escogerían ese contrato, en lugar del destinado a ellos, produciendo pérdidas a la compañía de seguros.

La idea fundamental para entender la parte empírica que sigue a continuación es que existe una correlación positiva entre probabilidad de enfermedad y la generosidad de la cobertura del contrato de seguro. Es decir, el individuo con riesgo alto disfrutará en equilibrio de un contrato de seguro completo y el individuo con riesgo bajo tendrá un contrato de seguro con una cobertura incompleta, bien debido a copagos o franquicias.

Como hemos mencionado anteriormente el riesgo moral ocurre cuando una de las partes de la relación adquiere más información que la otra sobre una variable relevante para la relación, una vez el contrato haya sido firmado<sup>3</sup>. Generalmente, lo más importante no es tanto que se tenga información o

<sup>3</sup> Una condición adicional que se requiere para que el riesgo moral sea un problema es que la ganancia que cada parte obtenga de la relación se vea afectada en sentido contrario por dicha variable.

no sobre dicha variable, sino si dicha información se puede utilizar en un contrato. Por ejemplo, una compañía de seguros podría averiguar la gravedad de cada enfermedad pero por una parte puede ser demasiado costoso hacerlo y, por otra, es posible que la información obtenida pueda no ser utilizada ante un juez, por ejemplo porque sea fácil presentar dictámenes contrarios a los facilitados por los peritos de la compañía aseguradora. En tal caso diremos que la gravedad de la enfermedad es una variable que no puede verificarse en un contrato y, por lo tanto, puede ocasionar riesgo moral. Para que haya riesgo moral es igualmente necesario que no exista otra variable que sí pueda verificarse en el contrato, y que esté ligada en una relación de uno a uno con la gravedad de la enfermedad. Por ejemplo, si a través del coste del tratamiento podemos averiguar la gravedad de la enfermedad, entonces tampoco habría riesgo moral.

Ahora explicaremos por qué el riesgo moral puede ser un problema en nuestro contexto<sup>4</sup>. Supongamos un contrato de seguro que especifica una nula participación del usuario en el coste del tratamiento. Es decir, especifica un seguro completo. Si la gravedad de la enfermedad no se puede verificar en un contrato, entonces nada impide a un consumidor con este contrato a acudir a recibir tratamiento incluso si el beneficio esperado del tratamiento es bajo y el coste es alto. Dicho individuo ganaría un pequeño beneficio debido al tratamiento, y como su participación en el coste del tratamiento es nula, entonces recibir el tratamiento no le supone ningún coste adicional pues la prima del seguro ha sido pagada con anterioridad. Por supuesto la compañía de seguros anticipará este comportamiento del consumidor y, si la participación del usuario en el coste del tratamiento es nula, entonces tendrá que fijar una prima muy alta para cubrir los costes que originará este comportamiento del consumidor. ¿Comprará un consumidor dicho contrato de seguro? Es posible que no, pues la prima es muy alta, y parte de los tratamientos que

cubre el seguro le reportan baja utilidad al consumidor. No sería extraño que el consumidor prefiriese pagar una prima menor y no estar cubierto por esos tratamientos altamente costosos y que le reportan bajo beneficio. En general se asume que el consumidor no tiene capacidad de compromiso con la entidad aseguradora, es decir que la compañía aseguradora no le creará la promesa del consumidor de no acudir por tratamientos costosos que le reporten escasos beneficios. Por lo tanto, se necesita un mecanismo que supla, en parte, esa falta de compromiso del consumidor. Dicho mecanismo es hacer participar al consumidor en el coste del tratamiento, por ejemplo, a través de un copago o de una franquicia. Como en ese caso el consumidor tendrá que pagar por obtener el tratamiento, entonces preferirá no tener dicho tratamiento si el beneficio que le reporta es bajo. Es decir, la participación del usuario en el coste suple su capacidad de compromiso ante la compañía aseguradora. Nótese que si el nivel de gravedad (o de beneficio del tratamiento) fuera verificable en el contrato, entonces no haría falta ningún instrumento de compromiso, ya que el contrato especificaría los niveles de beneficio y coste de tratamiento para los cuales el contrato de seguro cubrirá el tratamiento. Lo mismo ocurriría si a través del coste de la enfermedad pudiéramos saber exactamente el nivel de beneficio que produce el tratamiento. En la discusión anterior está implícita la hipótesis de que el individuo responde a un esquema de incentivos en un ámbito tan importante como es la salud. Si el individuo acude a un tratamiento independientemente del coste, o si su demanda de tratamiento es muy inelástica respecto al precio a pagar, entonces establecer mecanismos de incentivos no frenará la demanda de atención sanitaria, sino que sólo aumentará el riesgo que padece el consumidor.

Como se puede desprender de la discusión anterior la existencia de información asimétrica tiene importantes consecuencias sobre los contratos que se observarán en equilibrio en el mercado. También tiene importantes consecuencias sobre la intervención del sector público en el ámbito sanitario. En el caso de riesgo moral el Estado no tendrá ninguna ventaja sobre la empresa

<sup>4</sup> Esta discusión sigue de cerca el modelo de MA y RIORDAN (2002).

privada para aliviar el problema (Poterba, 1994)<sup>5</sup>. Sin embargo, en los casos de selección adversa sí que existen mecanismos para que el Estado mejore la situación de equilibrio en el mercado privado. Explicar dichos mecanismos de intervención escapa al objetivo de este artículo. Únicamente diremos que son mecanismos donde se subsidia el contrato del riesgo alto, lo cual permite mejorar la cobertura del contrato del riesgo bajo (Crocker y Snow, 1985). Curiosamente, los esquemas de aseguramiento de algunos países como el francés se pueden entender bajo esta perspectiva (Feldman *et al.*, 1998).

### ¿Es fácil distinguir empíricamente riesgo moral de selección adversa?

En este apartado comenzamos a enlazar aspectos de la teoría que hemos discutido anteriormente con aspectos empíricos. El objetivo es plantear las dificultades de separar empíricamente riesgo moral de selección adversa.

Como hemos mencionado anteriormente, para que exista riesgo moral es necesario que el consumidor responda a los incentivos de los contratos, por ejemplo, reduciendo el consumo cuando el copago sea mayor. Para poder hacer dicho contraste necesitaremos en nuestros datos consumidores con distinto niveles de copago. Supongamos que tenemos individuos con un contrato con 0 por 100 de copago, y por lo tanto que no paga nada al ser atendido, y otros que pagan el 20 por 100 del coste de tratamiento. En consecuencia, un primer intento de evaluar el papel que desempeñan los incentivos consistiría en comparar el consumo sanitario de los dos colectivos. Sin embargo, este enfoque nos puede llevar a una respuesta equivocada debido a

que puede ser que las personas tengan distintos contratos de seguro porque, de hecho, tienen características distintas. Si estos dos grupos son heterogéneos en factores que se observan, las técnicas estándar de regresión multivariante arreglarían el problema. Sin embargo, cuando hay heterogeneidad en factores que no se observan, el problema resulta más complicado. Veamos un ejemplo: supongamos que Juan y Pedro son hermanos gemelos. Son iguales, excepto que Juan no tiene calefacción y esto le lleva a enfermarse con frecuencia. Por ello, Juan compra un seguro con 0 por 100 de copago, mientras que Pedro lo comprará con un 25 por 100 de copago. Si en nuestro conjunto de datos no tenemos la calefacción, no la podemos introducir como variable en la regresión por lo que no sabremos qué parte del consumo sanitario de Juan se debe a la calefacción. Si hiciéramos la regresión toda la diferencia en el consumo se atribuiría al seguro, pues es la única variable observable en que Juan y Pedro son diferentes. Pero, ¿a qué se debe realmente la diferencia en consumo sanitario? En parte a que a Juan le resulta más barato ir al médico (razón incentivo), en parte a que no tiene calefacción. Por lo tanto, no deberíamos atribuir toda la diferencia en consumo a la diferencia en los contratos. Si lo hiciéramos estaríamos sobreestimando la influencia del seguro (incentivos) en el consumo sanitario. En este ejemplo se mantuvo la hipótesis de que Juan, el de mayor riesgo, es el que compró el seguro completo. Como mencionamos anteriormente, esta es la predicción de la teoría bajo selección adversa.

En conclusión, la existencia de selección adversa tiende a dificultar la estimación del papel que los incentivos tienen sobre el consumo sanitario y, por lo tanto, a sacar conclusiones sobre riesgo moral. Ello se debe a que las dos hipótesis predicen que el individuo con más cobertura consume más servicios, aunque por distintos motivos. En el caso de selección adversa es por ser un riesgo alto, en el caso de riesgo moral debido a los incentivos que provee el contrato. Para poder distinguir los dos fenómenos necesitamos contemplar la endogeneidad del contrato de seguro. Más adelante veremos lo que esto significa. Si no tenemos en cuenta la endogeneidad, estaríamos sumando estos dos efectos.

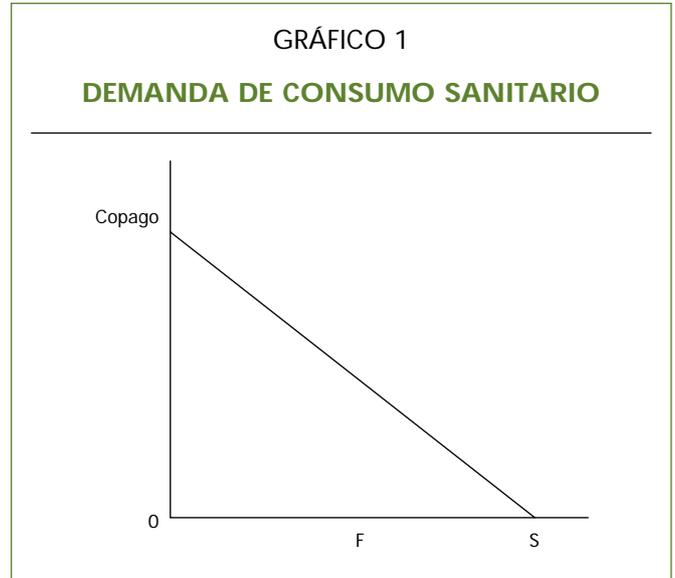
<sup>5</sup> En este trabajo hemos adoptado la perspectiva más común en economía de la salud: el riesgo moral en la utilización de servicios sanitarios una vez el estado de salud está dado. Existe otra perspectiva de riesgo moral que es cómo influyen los hábitos de vida en la salud del individuo. Algunos autores consideran que este segundo tipo de riesgo moral ha de ser poco importante debido a la alta valoración que los individuos dan de su salud (CUTLER, 2002). Sin embargo, para esta segunda perspectiva el Estado sí que tiene ventajas sobre la empresa privada a la hora de intervenir, pues puede imponer impuestos sobre bienes que perjudican la salud como el tabaco.

## Un enfoque de elasticidad en un contraste de riesgo moral

En este apartado explicaremos por qué resulta interesante estimar la elasticidad de la demanda de consumo sanitario con respecto al precio, y su relación con el riesgo moral. Los contratos de seguro que nos encontramos en la realidad no son contingentes a muchas variables que influyen en el resultado de la relación. Un ejemplo que mencionábamos anteriormente es el de la gravedad de la enfermedad. Bajo este punto de vista parece que existe riesgo moral. Sin embargo, queda una hipótesis sobre la que realizar un contraste, y que resulta imprescindible para que el riesgo moral sea un problema. Esta hipótesis es que los incentivos que se encuentran en los contratos verdaderamente influyan en el comportamiento de los agentes.

Veremos por qué esto es relevante. Consideremos una curva de demanda de consumo sanitario como función del copago (véase el Gráfico 1). Consideremos que  $F$  es el punto óptimo de consumo. Si tuviéramos un contrato con copago nulo, entonces se consumiría  $S$ , y necesitaríamos un nivel de copago positivo para acercarnos al nivel óptimo  $F$ . Sin embargo, si la curva de demanda fuera muy inelástica respecto al copago, por ejemplo porque el consumo sanitario estuviese mucho más influido por el estado de salud, la educación y la cultura que por los incentivos, entonces  $S$  estará muy cerca de  $F$  y el problema de riesgo moral sería de menor importancia.

De la discusión anterior se desprende que si la elasticidad es nula, no existe problema de riesgo moral, pues los incentivos no representarán ningún papel en el consumo de servicios sanitarios, y sería ineficiente la imposición de copagos, pues aumentan el riesgo que padece el consumidor sin influir en el nivel de consumo. La interpretación de una elasticidad negativa es más problemática. Si bien en muchos artículos de la literatura una elasticidad negativa tiende a identificarse con riesgo moral, lo único que nos dice es que los incentivos desempeñan un papel en el consumo sanitario, pero, por ejemplo, no nos dice nada sobre la relación entre el coste de la enfermedad y su gravedad, parámetro que mencionábamos como importante en la discus-



sión anterior de riesgo moral. Por otro lado, no puede interpretarse la diferencia entre  $F$  y  $S$  como riesgo moral, ya que existen otros factores que tienden a aumentar el consumo cuando mejora la cobertura del seguro (Cutler, 2002). Un seguro transfiere renta de los estados de la naturaleza en que estamos saludables a los que estamos enfermos. Este efecto renta hace aumentar el consumo sanitario, incluso si no hay ningún efecto a través del precio (de Meza, 1983). Por otro lado, el seguro puede hacer posible que consumamos cuidado sanitario que siendo eficiente no hubiésemos podido consumir si no hubiésemos tenido seguro, ya que no hubiésemos tenido dinero para comprarlo. Este es el llamado valor de acceso (Nyman, 1999). Por lo tanto, no todo aumento del consumo debido a una mejora en la cobertura puede interpretarse como riesgo moral.

### Los contrastes de información asimétrica en forma reducida

En esta sección describiremos la metodología para la realización de contraste de información asimétrica cuando se utiliza un enfoque en forma reducida, que es el más común en la literatura (Cameron *et al.*, 1988, Chiappori y Salanié, 1997). El enfoque de

forma reducida no impone un modelo económico particular en los datos, y bajo ese punto de vista es más robusto que los contrastes que utilizan un enfoque estructural. Por otro lado, la estimación de modelos estructurales permite obtener más información, así como simular políticas. Los parámetros de los modelos en forma reducida incluyen tanto información sobre preferencias y tecnología, como información sobre las variables del entorno. Por lo tanto, es difícil realizar simulaciones con modelos en forma reducida, pues los parámetros no son estables ante cambio de las políticas (Lucas, 1976). El enfoque estructural permite separar las preferencias y tecnología del resto de variables, por lo que se pueden realizar simulaciones pues los parámetros son estables ante cambio de las políticas.

Para mostrar la realización del contraste, utilizaremos las dos ecuaciones siguientes:

$$V = g(H, X, I, v),$$

$$I = f(H, Z, \epsilon).$$

donde:

$V$  representa una medida del consumo de servicios sanitarios, por ejemplo, el número de visitas al médico.

$H$  representa variables que midan el estado de salud.

$X$  y  $Z$  son variables socio demográficas del individuo o de su entorno.

$I$  es una variable dicotómica que toma valor 1 si el individuo disfruta de un seguro con una cobertura alta, y toma valor 0 en caso contrario.

$v$  representa el término de error de la primera ecuación, y recogerá las variables que influyen en la determinación de la variable  $V$ , pero sobre las que el analista no tiene información.

$\epsilon$ , representa el término de error de la segunda ecuación, y recogerá aquellas variables que influyen en la determinación de la variable  $I$ , pero sobre las que el analista no cuenta con información.

Si, tal y como es normal, se utilizan datos donde los individuos han escogido el grado de cobertura del seguro entonces cabe esperar que la variable  $I$ , y el término de error  $v$ , estarán

correlacionados positivamente. Para comprender la razón basta recordar el ejemplo de Juan y Pedro. Juan era el que no tenía calefacción, posiblemente una variable omitida de la regresión y, por lo tanto, su efecto se encuentra en el término de error  $v$ . La variable calefacción también se encuentra en el término de error  $\epsilon$ , pues Juan decidió comprar un seguro completo por tener una mayor probabilidad de riesgo. Esta era la hipótesis de selección adversa. Al encontrarse la misma variable omitida en los dos términos de error se produce una correlación entre ellos. Por lo tanto, no es extraño que sea una medida de dicha correlación la que tomemos como indicativo de selección adversa. En ocasiones, dicha correlación se puede medir a través de la correlación de  $v$  y  $\epsilon$ , ya que en la especificación anterior la correlación entre  $I$  y  $v$  se produce a través de la correlación entre  $v$  y  $\epsilon$ . Volviendo al ejemplo de Juan y Pedro, la calefacción era una variable que influía tanto en el consumo de servicios sanitarios, como en la decisión de Juan de asegurarse. Si fuera una variable omitida entonces cabe encontrar su efecto en los dos términos de error, causando tal correlación.

Esta correlación entre la variable dicotómica  $I$  y el término de error  $v$ , hace que las estimaciones de la primera ecuación resulten inconsistentes, a no ser que se tenga en cuenta dicha correlación, es decir la endogeneidad de la variable del seguro. La inconsistencia de la que hablamos hace referencia a la sobrestimación del efecto del seguro a la que antes hacíamos referencia.

La estimación de las ecuaciones anteriores nos dará una estimación de cómo la generosidad de la cobertura del seguro influye en el consumo de servicios sanitarios y, por lo tanto, saber cómo los incentivos influyen en el consumo de servicios sanitarios. Tal y como mencionamos anteriormente, esta medida está relacionada con el riesgo moral, pero no puede pensarse que todo el aumento del consumo debido al seguro se debe al riesgo moral.

El lector puede preguntarse si cabe que la selección adversa se refleje en las estimaciones de cómo  $H$  influye en  $I$ , en la segunda ecuación. Si las compañías de seguros observan  $H$

ajustarán la prima que piden al consumidor con una determinada  $H^6$ . Como los individuos con una peor salud estarán dispuestos a pagar, *ceteris paribus*, una mayor prima, entonces el valor de  $H$  no influirá en la cobertura que disfruta el individuo, y esperaríamos que dicha variable no fuera significativa en la segunda ecuación. Sin embargo, si  $H$  no fuera observada por las compañías de seguros, entonces estamos en el caso de selección adversa, por lo que observaríamos *ceteris paribus*, que individuos con peor salud tienen un seguro con cobertura más amplia. En ese caso, se espera que la variable  $H$  resulte significativa en la segunda ecuación, en cuyo caso, la correlación entre los dos términos de error estaría infraestimando el grado de selección adversa. Esto se da en el caso en que el analista cuenta con más información que la compañía de seguros. Si  $H$  no fuera observada ni por el analista ni por la compañía de seguros, entonces esperamos encontrar su influencia en la correlación de los términos de error.

### Los problemas econométricos de los contrastes en forma reducida

El principal problema que el analista se encuentra para la estimación de las ecuaciones anteriores es la disponibilidad de variables que sirvan como instrumento. Por instrumentos nos referimos a variables que influyan en qué contrato de seguro escoge el individuo, y que sólo influyan en el consumo de servicios sanitarios a través del contrato de seguro escogido. Es decir, la influencia del instrumento sobre el consumo de servicios sanitarios ha de ser indirecta, a través del contrato de seguro. En términos del modelo anterior, esto implica que en  $Z$  debe haber variables que no estén en  $X$ . Normalmente es difícil justificar la existencia de tales variables. Una alternativa es identificar el modelo utilizando restricciones impuestas por forma funcional, pero muchos econométricos desaconsejan esta forma de identificar los modelos.

Dificultades adicionales surgen por la naturaleza de los datos que miden el consumo sanitario. En muchas ocasiones se utilizan variables dicotómicas que expresan si el individuo ha acudido o no a un centro sanitario. En otras ocasiones se utiliza el número de visitas al médico, lo cual requiere el uso de modelos de conteo (Hausman *et al.*, 1984, Cameron y Trivedi, 1996)<sup>7</sup>. Esta clase de modelos son no lineales, lo que complica el tratamiento de la endogeneidad. Es necesario utilizar técnicas como la de Método Generalizado de los Momentos o de Máxima Verosimilitud para estimar dichos modelos, ya que las técnicas que se utilizan en los modelos lineales, como la de sustituir la predicción de un modelo de forma reducida en la ecuación a estimar, produce estimaciones inconsistentes cuando se aplica a estos modelos (Windmeijer y Santos-Silva, 1997).

El contraste que hemos propuesto de selección adversa se basa en las correlaciones de los términos de error. Es necesario comentar que errores de medida en los regresores u otros errores de especificación también pueden afectar a la estimación de la correlación de los términos de error.

Este enfoque, la estimación de modelos en forma reducida, es el que se sigue en los dos primeros apartados, mientras que en el tercero se utiliza un enfoque estructural que se comenta a continuación.

### Los contrastes de información asimétrica utilizando un enfoque estructural

El hecho definitorio de un contraste que siga un enfoque estructural es el modelo económico de decisión de los agentes que hay detrás de dicho contraste. No se puede establecer un modelo econométrico general, pues el modelo econométrico variará según varíe el modelo económico que se aplica. Sin embargo, merece la pena comentar la intuición de algunos casos que se encuentran en la literatura.

<sup>6</sup> Es usual que las compañías de seguros hagan rellenar al cliente un cuestionario con preguntas relacionadas con su salud.

<sup>7</sup> Consúltense ÁLVAREZ (2001) para un trabajo sobre atención sanitaria en castellano con datos de conteo.

Cardon y Hendel (2001) estiman un modelo principal agente destinado a realizar un contraste de selección adversa. La intuición del modelo es la siguiente. En un primer momento, el individuo se encuentra con un conjunto de contratos de seguros entre los que debe elegir uno. El conjunto de contratos entre los que elegirá se considera exógeno. El individuo recibe una señal sobre su estado de salud en el futuro, cuando haga uso del contrato, por lo tanto esa señal será importante para determinar su elección. Una vez haya elegido el contrato, el individuo recibe el verdadero valor de su estado de salud, lo que conjuntamente con el contrato de seguro elegido, determina el consumo de servicios sanitarios. Si la señal que recibe al principio es relevante para la elección del contrato de seguro, entonces nos encontramos ante un caso de selección adversa, ya que esto indica que el individuo es capaz de anticipar su consumo sanitario mejor que la compañía de seguros. En efecto, si la señal que recibe el individuo es relevante para la elección del contrato, esto indica que la compañía de seguros no es capaz de ajustar la prima al estado de salud del individuo.

Wolak (1994), en un modelo de regulación de empresas, sigue un enfoque distinto para realizar un contraste de selección adversa. El enfoque se basa en proponer un modelo económico de regulación. Los contratos óptimos serán distintos según se suponga o no que existe selección adversa. Se estiman dos modelos, uno con selección adversa y otro sin selección adversa. La guía para estimar los modelos es buscar los parámetros bajo los cuales los contratos óptimos que se desprendan de ellos sean lo más parecidos a los que se observan. Como etapa final se realiza un contraste sobre si el modelo con selección adversa es capaz de explicar mejor los contratos observados que el modelo con la hipótesis de información perfecta.

Los contrastes estructurales de riesgo moral están menos desarrollados en la literatura. Manning y Marquis (1996) estiman un modelo estructural de demanda de servicios sanitarios; sin embargo las medidas que utilizan sobre riesgo moral se encuentran muy cercanas a las de elasticidades anterior-

mente comentadas, y no parecen tener en cuenta, por ejemplo, la correlación entre el coste y la gravedad de la enfermedad. En nuestro último capítulo intentaremos avanzar en este aspecto por medio de la estimación de un modelo principal-agente.

En general, resulta más complicado estimar modelos estructurales que modelos en forma reducida, ya que los modelos estructurales han de tener en cuenta el proceso de decisión de los agentes y, por lo tanto, sus condiciones de optimalidad.

### 3. Doble cobertura y demanda de cuidado sanitario: el caso de Cataluña<sup>8</sup>

#### Breve resumen

Esta parte del trabajo se encuadra en los contrastes de información asimétrica en forma reducida que se han mencionado anteriormente. El objetivo del apartado es obtener evidencia sobre la posible existencia de selección adversa en el mercado de seguros sanitarios en Cataluña, así como estudiar cómo influye la tenencia de un seguro privado en la demanda de cuidado sanitario. Para ello se toma el número de visitas al especialista como indicativo de la utilización de cuidado sanitario. Tendremos en cuenta la endogeneidad de la variable seguro privado utilizando un modelo que especifica una forma funcional exponencial para la media condicional, y que es estimado por el Método Generalizado de los Momentos. Tener en cuenta la endogeneidad es importante para no sobrestimar el impacto que el seguro privado tiene sobre el número de visitas al especialista. Para la submuestra de cabezas de familia se encuentra evidencia de selección adversa. Para la submuestra de no cabezas de familia se encuentra evidencia de que el número de visitas al especialista se ve positivamente influido por la tenencia de seguro privado.

<sup>8</sup> Este apartado es un resumen del artículo original publicado bajo el título «Duplicate Coverage and Demand for Health Care, the Case of Catalonia», en *Health Economics*, noviembre de 1999, 8:579-598.

### Marco institucional y datos

El Sistema Nacional de Salud español ofrece una cobertura casi universal que incluye acceso gratuito a la atención médica y de hospitalización. Aparte de obtener cuidado médico a través del sistema público, el individuo puede obtener atención sanitaria en el sector privado. En dicho caso, el individuo puede pagar la tarifa que libremente fija el médico, o contratar un seguro médico.

Diremos que un individuo tiene doble cobertura cuando está cubierto por el SNS y además por un seguro privado. En Cataluña, alrededor de un 20 por 100 de la población disfrutaba de doble cobertura en 1995. Existen diversas razones para comprar un seguro médico privado. En el sistema público existen listas de espera y la elección de especialista está restringida. Las restricciones horarias y los trámites administrativos también pueden ser importantes dentro del SNS. El seguro privado permite al usuario visitar a un especialista sin prácticamente tiempo de espera. Normalmente el individuo con seguro privado recibe un catálogo con los médicos que puede consultar, por lo que tiene mayor capacidad de elección que en el SNS. Además, algunos aspectos de calidad hotelera pueden ser también mejores en el seguro privado que en el SNS.

Los resultados empíricos están basados en la Encuesta de Salud de Cataluña de 1994. Esta encuesta provee características socioeconómicas, información sobre estilos de vida, indicadores de salud, información sobre la cobertura de los individuos, así como información sobre la utilización de los servicios sanitarios.

En particular la Encuesta de Salud de Cataluña proporciona información sobre el número de visitas al médico en los 12 meses anteriores a la entrevista. Sin embargo, no se recoge información sobre el tipo de cobertura que se utilizó para cada visita. Esta información sólo está disponible para la última visita que realizó el individuo en los últimos 15 días. Esta información se muestra en el Cuadro 1 para aquellas personas que tienen doble cobertura.

CUADRO 1

**DISTRIBUCIÓN DE LA ÚLTIMA VISITA  
EN LOS ÚLTIMOS 15 DÍAS POR PERSONAS  
QUE TIENEN DOBLE COBERTURA  
(En %)**

	Médico de cabecera	Especialista
Seguro privado.....	23,8	55,92
Seguro público .....	67,3	22,72
Particular .....	8,9	21,36

NOTAS: Los especialistas no incluyen dentistas o psicólogos. Por particular se entiende médico privado no financiado por medio de seguro privado.  
FUENTE: VERA-HERNÁNDEZ (1999), realizado con datos de la Encuesta de Salud de Cataluña de 1994.

El Cuadro 1 muestra que los individuos con doble cobertura visitan al médico de cabecera público con bastante frecuencia, incluso más frecuentemente de lo que visitan al médico de cabecera del seguro privado. Esto puede ser un reflejo de los factores que llevan a realizar una visita al médico de cabecera del SNS, algunas distintas de obtener atención sanitaria. En ocasiones es necesario realizar una visita al médico de cabecera del SNS para obtener una receta que permita adquirir medicamentos pagando sólo el 40 por 100 del precio. También es necesario cursar una visita al médico de cabecera del SNS para poder visitar a un especialista bajo la cobertura del SNS o para realizar otros trámites administrativos. Por esta razón hemos decidido centrarnos en las visitas al especialista como indicativo del consumo de cuidado sanitario.

Además, es en las demandas al especialista donde realmente hay una clara diferencia entre los incentivos que proveen el SNS y los que proveen los seguros privados. En ambos sistemas el acceso al médico de cabecera es bastante directo y con mínimos tiempos de espera. Sin embargo, los tiempos de espera para visitar un médico especialista dentro del SNS son mucho más altos que los del seguro privado. Además, la mayoría de los seguros privados ofrecen la posibilidad de acudir al especialista sin tener que acudir al médico de cabecera primero. Todo esto disminuye los costes de acudir al especialista para aquellos individuos con

seguro privado y, por lo tanto, tienen más incentivos para hacerlo que aquellos individuos que sólo tienen seguro público. En consecuencia es natural que el porcentaje de personas que acuden al médico especialista bajo la cobertura privada sea mucho mayor que el de los que acuden bajo la cobertura pública.

### Modelización econométrica

Tal y como se ha mencionado, nuestro indicador del consumo sanitario será el número de visitas al especialista en los últimos 12 meses. El modelo econométrico utilizado deberá tener en cuenta el carácter no negativo y discreto de esta variable dependiente. El marco para llevar a cabo este cometido es el de modelos de datos de conteo (Hausman *et al.*, 1984, Cameron y Trivedi, 1996, Winkelmann y Zimmermann, 1995).

En la encuesta utilizada no se cuenta con el tipo de cobertura que utilizó el individuo para realizar las visitas, tan sólo para la última visita en los últimos 15 días. Por lo tanto, el análisis se llevará a cabo utilizando el número total de visitas, independientemente de la cobertura con que fueron realizadas.

Uno de los objetivos del artículo es realizar un contraste de selección adversa. Tal y como se ha mencionado en la introducción, este contraste se realiza mediante un contraste de la correlación de los términos de error de la ecuación de número de visitas y la de determinación del disfrute de un seguro médico privado. Una forma de llevar a cabo ese contraste es mediante la estimación dos modelos, uno que tiene en cuenta la endogeneidad del seguro médico privado y otro que no. Si las estimaciones difieren considerablemente es evidencia de endogeneidad de la variable seguro médico privado y, por lo tanto, de la correlación entre los términos de error de las dos ecuaciones antes mencionadas. Así, es necesario discutir la estimación de un modelo que tiene en cuenta la endogeneidad del seguro médico privado y de otro que asume que esta variable es exógena.

La estimación del modelo que asume que la variable seguro médico privado es exógena se realiza por máxima verosimilitud, pues para realizar el contraste propuesto se necesita que el estimador sea asintóticamente eficiente en caso de no haber endogenei-

dad. Aunque el modelo de Poisson es el más utilizado cuando se modelizan datos de conteo, la presencia de sobredispersión en la variable número de visitas haría que las estimaciones fueran consistentes pero no asintóticamente eficientes<sup>9</sup>. Por lo tanto, hemos optado por el modelo Negbin-2 (Cameron y Trivedi, 1996), que asume una distribución binomial negativa para la variable dependiente y una relación cuadrática entre la media y la varianza.

Dado que la variable dependiente, número de visitas, sólo toma valores mayores o iguales a 0, es necesario elegir una forma funcional para la media condicional que tenga en cuenta esta no negatividad. Es común en la literatura asumir una forma exponencial lineal como la siguiente:

$$\lambda_i = \exp(X_i \beta_x + H_i \beta_H + I_i \beta_I),$$

donde las variables tienen el mismo significado que en la introducción, el subíndice *i* se refiere al individuo *i*-ésimo, y los  $\beta$  se refieren a los parámetros que miden el efecto de estas variables sobre la media del número de visitas al especialista. En particular,  $I_i$  toma valor 1 si el individuo *i*-ésimo disfruta de doble cobertura y 0 en caso contrario.

Hasta aquí hemos tratado la estimación del modelo que asume que la variable correspondiente al seguro médico es exógena. Ahora trataremos el caso en el que contemplamos su endogeneidad. Para ello se utiliza el Método Generalizado de Momentos que se basa en condiciones de ortogonalidad entre los instrumentos y los términos de error de las ecuaciones (Hansen, 1982). Estas técnicas han sido previamente utilizadas en el ámbito de datos de conteo en sección cruzada por Mullahy (1997) en un modelo para el número de cigarrillos fumados en un período de tiempo, y por Windmeijer y Santos-Silva (1997) en un modelo de visitas al médico de cabecera en el Reino Unido.

Windmeijer y Santos-Silva (1997) sugieren dos tipos de mode-

---

<sup>9</sup> Por sobredispersión se entiende que la varianza condicional de la variable dependiente es mayor que la media condicional. Con el modelo de Poisson, las estimaciones serán consistentes si la media condicional está adecuadamente especificada.

los para explicar el número de visitas, uno aditivo y otro multiplicativo. Siendo  $V_i$  el número de visitas al especialista del individuo  $i$ -ésimo, los modelos propuestos adoptan la siguiente especificación:

$$V_i = \lambda_i + v_i^a$$

$$V_i = \lambda_i * v_i^m$$

donde  $v_i^a$  y  $v_i^m$  hacen referencia a los términos de error de los modelos aditivos y multiplicativos respectivamente. Las condiciones de ortogonalidad son distintas según el modelo. Estas condiciones de ortogonalidad son claves para el Método Generalizado de Momentos que se basa en minimizar una forma cuadrática para dichas condiciones de ortogonalidad. Es decir, el Método Generalizado de los Momentos busca el valor de los parámetros que minimicen una distancia ponderada basada en estas condiciones de ortogonalidad. En este caso, las condiciones de ortogonalidad son:

$$E[V_i - \lambda_i | X, H, Z] = 0,$$

$$E\left[\frac{V_i}{\lambda_i} - 1 | X, H, Z\right] = 0.$$

La primera condición de ortogonalidad hace referencia al modelo aditivo, mientras que la segunda al modelo multiplicativo. Si tenemos más instrumentos (variables en las que condicionamos) que parámetros a estimar, entonces podemos realizar un contraste general de especificación del modelo que se basa en el valor que toma en el óptimo la forma cuadrática mencionada.

La estimación de la ecuación que determina si el individuo disfruta o no de doble cobertura no presenta mayor complicación, y se elige un modelo logístico para estimarla.

## Resultados econométricos

Los modelos fueron estimados con la submuestra de personas entre 18 y 59 años ya que las personas mayores de 60 años tie-

nen problemas para contratar pólizas de seguro privado. Una vez borradas las observaciones con valores omitidos, excepto aquellas observaciones con valores omitidos en la renta, se obtuvo una muestra de 7.281 individuos. Sobre esta muestra también se estimaron modelos donde se dividía la muestra en cabezas de familia y no cabezas de familia.

Primero nos dedicaremos a estudiar la evidencia de endogeneidad de la variable de seguro médico privado y, por lo tanto, evidencia de selección adversa<sup>10</sup>. En la submuestra de no cabezas de familia, el coeficiente que nos indica cómo influye la doble cobertura en el número de visitas es 0,27 para el modelo Negbin-2 y 0,25 para el modelo aditivo estimado por el Método Generalizado de los Momentos (GMM). El valor de las estimaciones bajo los dos modelos está tan cercano que no parece que la endogeneidad sea un problema en esta submuestra. Para la muestra completa y la submuestra de cabezas de familia la discrepancia de estos coeficientes es mucho más alta. Para la muestra total, la estimación del mencionado parámetro es 0,28 y -0,03 para los modelos Negbin-2 y GMM aditivo respectivamente. Para la submuestra de cabezas de familia, las correspondientes estimaciones serían 0,35 y -0,51. A pesar de esta importante diferencia en las estimaciones de los dos modelos, debido a las altas desviaciones estándar, un contraste de Hausman sobre este parámetro no rechaza la hipótesis de exogeneidad del seguro privado. Sin embargo, cuando se realiza para todo el conjunto de parámetros entonces se encuentra evidencia de endogeneidad para la muestra total y la de cabezas de familia.

Para toda la muestra y la submuestra de cabezas de familia se puede encontrar evidencia adicional de la endogeneidad de la variable doble cobertura comparando el resultado de los contrastes de especificación de los modelos aditivos y multiplicativos estimados por GMM. La hipótesis de correcta especificación no es rechazada ni para la muestra completa, ni

<sup>10</sup> Se ha optado por no poner los cuadros de resultados con todas las estimaciones ya que los cuadros son muy largos. Se aconseja al lector interesado consultar el artículo original.

para ninguna submuestra, cuando el modelo estimado por GMM es el aditivo. Cuando se estima el modelo multiplicativo por GMM, la hipótesis de correcta especificación no es rechazada al 95 por 100 de confianza para la submuestra de no cabezas de familia, mientras que sí lo es para la muestra de cabezas de familia. Windmeijer y Santos-Silva (1997) apuntan que cuando la especificación del modelo aditivo no se rechaza, pero la del multiplicativo sí, o viceversa, esto puede tomarse como evidencia de endogeneidad. Por lo tanto, el resultado anterior sobre los contrastes de correcta especificación también apunta en la dirección de que la endogeneidad es importante para los cabezas de familia pero no tanto para los no cabezas de familia.

A este resultado se le puede dar una atractiva interpretación. Es posible que los no cabezas de familia no entren en las decisiones sobre si se compra un seguro médico privado o no, sino que estas decisiones sean tomadas por el cabeza de familia. Por lo tanto, el estado de salud de los no cabezas de familia puede no ser un importante determinante de su cobertura médica. De hecho, puede pasar que el determinante de la cobertura médica de un no cabeza de familia sea el estado de salud del cabeza de familia. Sin embargo, los determinantes de las visitas al médico especialista de un no cabeza de familia sí que es su propio estado de salud. Por lo tanto, para el colectivo de no cabezas de familia, tendríamos que son distintas variables no observadas las que influyen en la determinación de si se tiene doble cobertura o no, y las que influyen en el número de visitas al especialista. En consecuencia, la variable de doble cobertura podría ser exógena para el colectivo de no cabezas de familia. Por supuesto, si el cabeza de familia no tiene en cuenta su propio estado de salud, sino el de toda la familia cuando elige comprar el seguro médico privado, entonces la mencionada hipótesis pierde validez.

Los modelos estimados por GMM no nos permiten sacar conclusiones sobre cómo influye la doble cobertura en el número de visitas al especialista. La razón es que los errores estándar asociados a los coeficientes son muy grandes. Si se

acepta la exogeneidad de la variable doble cobertura para la submuestra de no cabezas de familia entonces se puede utilizar el modelo Negbin-2 para dicha submuestra. Según este modelo, el número de visitas al especialista se ve incrementado en media de un 27 por 100, debido al efecto de los incentivos que tienen los contratos de seguro privados. Resulta interesante también comentar el efecto que otras variables tienen sobre el número de visitas al especialista. Las variables que reflejan el estado de salud del individuo tienen efectos importantes y significativamente distintos de 0 al 95 por 100 de confianza. Las mujeres, las personas con estudios universitarios y las personas con más renta también tienen más visitas al especialista.

La estimación del modelo logit para la variable tener doble cobertura nos indica que las variables socioeconómicas como renta, educación, clase social y ocupación tienen efectos significativamente distintos de 0, mientras que las variables de salud no. Esto indica que las compañías de seguros privadas observan aproximadamente las mismas variables que nosotros tenemos en la encuesta, como las enfermedades crónicas y, por lo tanto, ajustan la prima de forma que estas variables no tienen efecto sobre quien compra seguro privado o no. No encontrar evidencia de selección adversa en variables observadas por el analista, y encontrarla en variables no observables no es un resultado nuevo en la literatura, y puede consultarse Ettner (1997) y Cameron *et al.* (1988) para encontrar resultados similares para EE UU y Australia.

#### 4. Un estimador flexible para datos de conteo con una variable dicotómica endógena<sup>11</sup>

En el apartado anterior se utilizó un modelo de datos de conteo para estudiar la relación entre el número de visitas y una variable dicotómica endógena (la doble cobertura). En esta sección nos ocupamos de diseñar un estimador flexible para poder realizar contrastes sobre la conveniencia del modelo del aparta-

<sup>11</sup> Esta parte de la tesis fue realizada conjuntamente con Andrés Romeu.

do anterior, así como poder tener alternativas más robustas en caso de que dichos modelos no sean adecuados para ser utilizado con los datos disponibles. Ellos nos darán mayor fiabilidad sobre los resultados que obtengamos.

En este apartado nos movemos hacia un marco de estimación por máxima verosimilitud, incluso en aquellos modelos que tienen en cuenta la endogeneidad. Con ello intentamos aliviar el problema de ineficiencia que vimos se nos podía plantear en la estimación por el Método Generalizado de los Momentos.

En el apartado anterior se utilizó un modelo donde la media condicional seguía una forma funcional exponencial. Esta forma funcional ha sido utilizada por la literatura cuando se ha tratado la endogeneidad de una variable con datos de conteo. Parece complicado entonces conciliar la literatura que ha contemplado la endogeneidad de algún regresor con aquella literatura que ha considerado todos los regresores exógenos, también en un contexto de datos de conteo. La literatura con regresores exógenos está llena de búsquedas de modelos flexibles que sean capaces de adecuarse mejor a los datos. Sin embargo, este objetivo parece que no ha sido seguido por la literatura que ha contemplado la endogeneidad de algún regresor. En esta sección describiremos también una forma de poder llevar a cabo los dos objetivos conjuntamente.

El estimador que proponemos en este apartado no es más general que el del apartado anterior, simplemente realiza distintos supuestos. Por un lado, relaja la forma funcional de la media condicional de la variable número de visitas, por otro lado, impone supuestos distribucionales sobre los términos de error. En caso de ser falsos, llevaría al estimador a ser inconsistente. Por lo tanto, este estimador sólo debería utilizarse cuando haya evidencia de que el supuesto de que la media condicional tiene una forma funcional exponencial resulta poco apropiado. En dicho contexto el analista puede decidir utilizar supuestos distribucionales sobre los términos de error, si con ello puede obtener un estimador flexible de la media condicional. Newey *et al.* (1990) y Vella (1995) encuentran que el supuesto distribucional que nosotros realizamos, el de nor-

malidad bivalente de los términos de error, es adecuado para los casos que ellos examinan.

### Modelo econométrico

Asumimos que la variable número de visitas al médico sigue la siguiente función de probabilidad<sup>12</sup>:

$$f(V_i | X_p, I, v),$$

donde  $v$  es una variable latente. La variable correspondiente a la doble cobertura se rige por el siguiente modelo:

$$I_i = 1 \quad \text{si } Z_i \alpha + \varepsilon > 0 \\ I_i = 0 \quad \text{en caso contrario.}$$

Se asume que los dos términos de error siguen una distribución Normal Bivalente ( $\sigma^2, I, \rho$ ) donde  $\sigma^2$  representa la varianza de  $v$ , la varianza del otro término de error está normalizada a 1, y  $\rho$  es el coeficiente de correlación entre los dos términos de error. Bajo estos supuestos, Terza (1998) muestra que la función de verosimilitud de este modelo viene dada por:

$$f(V_p, I_i | X_p, Z_i) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(V_i | X_p, Z_p, I_p, v) [I_i \Phi^*(v) + (1 - I_i) (1 - \Phi^*(v))] dF(v)$$

donde:

$$\Phi^*(v) = \Phi \left( \frac{Z_i \alpha + (\rho/\sigma) v}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right).$$

Mientras que el caso estándar en la literatura es suponer que la función de probabilidad del número de visitas al médico sigue un proceso de Poisson, nosotros asumiremos que sigue un modelo Polinómico Poisson (Cameron y Johansson, 1997). Básicamente, este modelo consiste en una función de probabilidad

<sup>12</sup> Para mantener la notación simple, y a diferencia de las secciones anteriores, asumiremos que las variables  $X$  y  $Z$  incluyen también los indicadores de estado de salud.

Poisson que queda multiplicada por un polinomio en la variable número de visitas. Dicho polinomio le proporciona flexibilidad, tanto a la función de probabilidad en su conjunto como a la media condicional.

### **Datos y resultados econométricos**

Para estimar el modelo que hemos comentado anteriormente, utilizamos datos del período 1987-1988 del National Medical Expenditure Survey de EE UU. Esta encuesta incluye individuos mayores de 65 años que están cubiertos por el programa público de seguros Medicare. Como el seguro Medicare tiene importantes copagos y franquicias, algunos individuos optan por comprar un seguro privado que les cubra dichos copagos y franquicias. En esta ocasión el indicador de consumo sanitario será el número de visitas al médico en un cuatrimestre. En cuanto a la naturaleza del problema, esta sección es parecida a la anterior. Sin embargo, hay que sumarle el objetivo adicional de intentar encontrar un modelo que se ajuste mejor a los datos.

En efecto, se encuentra que el modelo Polinómico Poisson se ajusta mejor a los datos que el tradicional modelo de Poisson. También encontramos un efecto positivo del seguro privado adicional sobre el número de visitas al médico, si bien este efecto es pequeño para aquéllos que tienen un estado de salud peor. Es decir, aquellos individuos con peor estado de salud tienen una elasticidad menor respecto al seguro privado. Por otro lado, la correlación entre los dos términos de error parece surgir negativa, lo cual es una evidencia mayor de un proceso de selección de riesgos que de selección adversa. Esto es, por los resultados parecería que las compañías de seguros privados se esfuerzan en seleccionar a los individuos más saludables.

### **5. Estimación estructural de un modelo principal-agente de seguro médico con riesgo moral**

La teoría de la información asimétrica se ha discutido en el marco de modelos Principal-Agente. En dichos modelos existe una variable no verificable en el contrato y que afecta en sentido

contrario a los intereses que tienen los participantes en esta relación. En esta parte de la tesis se pretende realizar avances metodológicos que nos conduzcan a estimar modelos Principal-Agente y, por lo tanto, a situar el trabajo empírico lo más cerca posible del trabajo teórico.

Como hemos discutido en la introducción, más que contrastes de riesgo moral lo que se ha realizado en la literatura son contrastes de si los incentivos tienen influencia en las relaciones. Aunque veíamos que esto era una condición para que el riesgo moral fuera un problema, de ello no se podía concluir la existencia de riesgo moral. Esto se debía a que existían otros motivos aparte del riesgo moral que hacen aumentar el consumo sanitario ante un contrato de seguro de cobertura más generosa.

Argumentábamos que un contraste de riesgo moral ha de estimar cómo las variables no verificables del contrato afectan a las variables verificables. Por ejemplo, decíamos que si existía una correlación perfecta entre el beneficio del tratamiento y el coste, entonces no existe lugar para el riesgo moral, pues se podría contratar en el beneficio del tratamiento a través del coste del mismo.

El problema básico de realizar dicho contraste es que generalmente no conocemos el valor del beneficio del tratamiento y, por lo tanto, resulta difícil estimar cómo se relaciona con el coste del tratamiento. Nuestra estrategia es suponer que el individuo se comporta de forma racional y con este supuesto obtener las estimaciones del proceso del beneficio del tratamiento que hacen que las respuestas óptimas del agente sean lo más parecidas posibles a las existentes en los datos.

### **Planteamiento del modelo, discusión de los datos y resultados**

Un modelo estructural, generalmente, realiza supuestos sobre la forma funcional de la función de utilidad de los agentes. Esto es necesario pues se supondrá que los agentes actúan de forma racional maximizando una función de utilidad. Por lo tanto, tenemos que ser capaces de evaluar la optimalidad de distintas acciones, y ello sólo será posible si tenemos un instrumento a tal efecto.

to: una función de utilidad. También se realizan supuestos sobre el lado tecnológico de la economía. En nuestro caso hacemos un supuesto sobre la función de costes del tratamiento. En los supuestos que hacemos permitiremos que el beneficio del tratamiento esté correlacionado con el coste del tratamiento. Ello nos permitirá estimar posteriormente dicha correlación, que es lo que necesitamos para realizar nuestro contraste de riesgo moral.

Una vez se tienen en cuenta los supuestos necesarios para estimar el modelo hay que tener en cuenta las condiciones de optimalidad en el comportamiento de los participantes en la relación. Un individuo elegirá entre tener tratamiento usando su función de utilidad, y dependiendo del contrato de seguro que tenga, el beneficio del tratamiento y su coste. Por ejemplo, si su participación en el coste del tratamiento es nula, entonces elegirá tener tratamiento siempre que esté enfermo, independiente del coste del tratamiento. Sin embargo, si la participación en el coste no es nula, entonces todo dependerá de cuánta sea la participación en el coste, el beneficio del tratamiento y el coste del mismo. Ello nos permitirá trazar unas áreas en el plano, donde las coordenadas están formadas por beneficios de tratamiento y costes del mismo. Para cada tipo de contrato tendremos unas áreas donde el individuo habrá elegido tener tratamiento y otras áreas en que no.

La estimación se realiza por Máxima Verosimilitud. El proceso de estimación pasa por encontrar los parámetros de las funciones de densidad y de costes que maximicen la probabilidad de que se observen los tratamientos que se encuentran en los datos, dados los contratos de los agentes y las funciones de utilidad. En este marco hay un inconveniente importante a tener en cuenta. El coste del tratamiento es una variable que influirá en si el individuo decide acudir o no al médico, en caso de que esté enfermo. Sin embargo, entre nuestros datos no tenemos los de costes para aquellos individuos que estuvieron enfermos pero que decidieron no acudir al médico porque era demasiado caro. Es decir, nuestra muestra de datos de costes infravalora los verdaderos costes. La forma de solucionar este problema es suponiendo que existe una función de densidad para los costes e integrar el coste para encontrar una utilidad esperada que no dependa del coste.

Los datos provienen del RAND Health Insurance Experiment, un experimento social en Estados Unidos que asignó individuos a distintos planes de seguro de forma aleatoria. Ello ayuda a simplificar el análisis pues el individuo no ha escogido el contrato y, por lo tanto, no hay problema de selección adversa que nos contamine la estimación del riesgo moral.

El modelo estructural planteado es suficientemente flexible como para estimar la correlación entre el beneficio del tratamiento y el coste. Esta es la medida de riesgo moral que hemos propuesto desde la introducción. Dicha correlación ha sido estimada en 0,4. Tal y como esperábamos el signo es positivo. Sin embargo, el error estándar de la estimación es de 0,9, por lo que no podemos sacar conclusiones relevantes sobre la existencia de riesgo moral, ya que la estimación es demasiado imprecisa. Creemos que una estimación que utilice datos de panel conseguirá mejorar la precisión de la estimación.

## 6. Conclusiones

En este trabajo se ha estudiado cómo realizar contrastes de información asimétrica en el campo de la atención sanitaria. Por un lado, se ha intentado contribuir a la literatura aclarando y mejorando algunos aspectos metodológicos y, por otro, realizar aplicaciones que se han considerado relevantes. Además se ha trabajado con datos de entorno muy distintos: España y EE UU.

De los casos que se han analizado se puede confirmar la importancia de los incentivos en la demanda de atención sanitaria. Creemos que es especialmente valioso haber comprobado esta hipótesis en sistemas distintos de aseguramiento: el español y el de EE UU. En el primero los incentivos son más de índole no monetario, mientras que en el segundo sí que son de naturaleza monetaria.

También se ha comprobado que las hipótesis de selección adversa en el mercado de seguros tienen su vigencia. Por otro lado, el resultado de correlación negativa que obtuvimos para EE UU nos indica que los aspectos institucionales son muy importantes. En cuanto al riesgo moral hemos constatado el desfase entre la teoría y el trabajo empírico y vemos que todavía hay espacio para la mejora.

## Referencias bibliográficas

- [1] ÁLVAREZ, B. (2001): «La demanda atendida de consultas médicas y servicios urgentes en España», *Investigaciones Económicas*, número 25.
- [2] ARROW, K. (1963): «Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care», *The American Economic Review*, número 53, páginas 941-973
- [3] CAMERON, A. C. y TRIVEDI, P. K. (1986): «Econometric Models Based on Count Data: Comparisons and Applications of some Estimators and Tests», *Journal of Applied Econometrics*, número 1, páginas 29-53.
- [4] CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K.; MILNE, F. y PIGOTT, J. (1988): «A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia», *Review of Economic Studies*, número 55, páginas 85-106.
- [5] CAMERON, A. C. y JOHANSSON, P. (1997): «Count Data Regresión Using Series Expansions with Applications», *Journal of Applied Econometrics*, número 12, páginas 203-233.
- [6] CARDON, J. y HENDEL, I. (2001): «Asymmetric Information in Health Insurance: Evidence from the National Medical Expenditure Survey», *Rand Journal of Economics*, volumen 32(3), páginas 408-427.
- [7] CHIAPPORI, P. A. y SALANIÉ, B. (1997): «Empirical Contract Theory: The Case of Insurance Data», *European Economic Review*, número 41, páginas 943-950.
- [8] CHIAPPORI, P. A. y SALANIÉ, B. (2000): «Testing Contract Theory: a Survey of Some Recent Work», Ponencia invitada al *World Congress of the Econometric Society*, Seattle.
- [9] CROCKER, K. y SNOW, A. (1985): «A Simple Tax Structure for Competitive Equilibrium and Redistribution in Insurance Markets with Asymmetric Information», *Southern Economic Journal*, número 51, páginas 1.141-1.150.
- [10] CUTLER, D. (2002): «Health Care and the Public Sector», en A. AUERBACH y M. FELDSTEIN (eds), *Handbook of Public Economics*, volumen 4, North Holland, Elsevier, en prensa.
- [11] FELDMAN, R.; ESCRIBANO, C. y PELLISÉ, L. (1998): «The Role of Government in Health Insurance Markets with Adverse Selection», *Health Economics*, número 7(8), páginas 659-700.
- [12] HANSEN, L. P. (1982): «Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators», *Econometrica*, número 50, páginas 1.029-1.054.
- [13] HAUSMAN, J. A.; HALL, B. y GRILICHES, Z. (1984): «Econometric Models of Count Data with Applications to the Patents-R&D Relationship», *Econometrica*, número 52, páginas 909-938.
- [14] MA, C. y RIORDAN, M. (2002): «Health Insurance, Moral Hazard, and Managed Care», *Journal of Economics and Management Strategy*, volumen 11(1), páginas 81-107.
- [15] MACHADO, M. (2001): «Dollars and Performance: Treating Alcohol Misuse in Maine», *Journal of Health Economics*, número 20(4), páginas 645-672.
- [16] MANNING, W. y MARQUIS, M. (1996): «Health Insurance: the Tradeoff Between Risk Pooling and Moral Hazard», *Journal of Health Economics*, número 15, páginas 609-638.
- [17] MEZA, D. (1983): «Health Insurance and the Demand for Health Care», *Journal of Health Economics*, número 2, páginas 47-54.
- [18] MULLAHY, J. (1997): «Instrumental-Variable Estimation of Count Data Models: Applications to Models of Cigarette Smoking Behavior», *The Review of Economics and Statistics*, número 79, páginas 586-593.
- [19] NYMAN, J. (1999): «The Value of Health Insurance: The Access Motive», *Journal of Health Economics*, número 18, páginas 141-152.
- [20] LUCAS, R. (1976): «Econometric Policy Evaluation: a Critique», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, número 1, páginas 19-46.
- [21] NEWEY, POWELL, WALKER (1990): «Semiparametric Estimation of Selection Models: Some Empirical Results», *The American Economic Review Papers and Proceedings*, mayo, páginas 324-328.
- [22] PAULY, M. (1968): «The Economics of Moral Hazard. A Comment», *The American Economic Review*, número 58, páginas 531-537
- [23] POTERBA, J. (1994): «Government Intervention in the Markets for Education and Health Care: How and Why?», *NBER Working Paper*, número 4.916.
- [24] ROTHSCCHILD, M. y STIGLITZ, J. (1976): «Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information», *Quarterly Journal of Economics*, número 90, páginas 629-650.
- [25] TERZA, J. (1998): «Estimating Count Data Models with Endogenous Switching: Sample Selection and Endogenous Treatment Effect», *Journal of Econometrics*, número 84, páginas 129-154.
- [26] VELLA, F. (1995): «Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey», *The Journal of Human Resources*, número 33, 1, páginas 127-169.
- [27] VERA-HERNÁNDEZ, A. M. (1999): «Duplicate Coverage and Demand for Health Care. The Case of Catalonia», *Health Economics*, número 8, páginas 579-598.
- [28] WINDMEIJER, F. y SANTOS SILVA, J. (1997): «Endogeneity in Count Data Models: An Application to Demand for Health Care», *Journal of Applied Econometrics*, número 12, páginas 281-294.
- [29] WINKELMANN, R. y ZIMMERMANN, K. F. (1995): «Recent Developments in Count Data Modelling: Theory and Application», *Journal of Economic Surveys*, número 9, páginas 1-23.
- [30] WOLAK, F. (1994): «An Econometric Analysis of the Asymmetric Information, Regulatory-Utility Interaction», *Annales d'Economie et de Statistiques*, número 34, páginas 13-69.

# Si busca un economista, aquí lo encontrará



La Bolsa de Trabajo  
del Colegio de Economistas  
de Madrid,  
con sus once mil colegiados,  
está en condiciones  
de proporcionarle el economista  
que mejor se adapte  
a sus necesidades específicas.  
Póngase en contacto  
con nosotros y lo comprobará.



**Bolsa de  
Trabajo**



**Colegio de  
Economistas  
de Madrid**