

ECONOMÍA

**Revista del Departamento de Economía
Pontificia Universidad Católica del Perú**

volumen XXV N° 49, junio 2002

Contenido

ARTÍCULOS

Sobre la desigualdad de las naciones 9
ADOLFO FIGUEROA

Electronic Commerce and Developing Countries:
a Computable General Equilibrium Analysis 37
JUAN PIZARRO RÍOS

La evolución macroeconómica
del Espacio Peruano 1681-1800 63
CARLOS NEWLAND

La rápida expansión de los supermercados
en América Latina: desafíos y
oportunidades para el desarrollo 85
THOMAS REARDON Y JULIO A. BERDEGUÉ

Determinantes de la automedicación en el Perú 121
LUIS GARCÍA NÚÑEZ

RESEÑAS

Esteban Hnyilicza. *De la megainflación a la estabilidad monetaria. Política monetaria y cambiaria. Perú 1990-2000*. Lima: Banco Central de Reserva, 2001. 167
JORGE ROJAS

Máximo Vega-Centeno. *El desarrollo esquivo. Intentos y logros parciales de transformaciones económicas y tecnológicas en el Perú*. Lima: Pontificia Universidad Católica del Perú, 2003 171
JAVIER M. IGUÍÑIZ

Determinantes de la automedicación en el Perú*

Luis García Núñez**

RESUMEN

El fenómeno de la automedicación, que consiste en el consumo de medicamentos por cuenta propia del paciente sin supervisión médica, está ampliamente difundido en la sociedad peruana. Este estudio investiga los posibles factores que puedan influir en la decisión de automedicación, basándose en un modelo microeconómico de elección racional. Los resultados de la estimación muestran que los factores que influyen son la lengua del jefe del hogar, la gravedad de la enfermedad, el nivel de ingreso de la familia, la tenencia o no de un seguro, la demora en recibir atención, el gasto de las atenciones y el gasto en medicamentos. Finalmente, para lograr la reducción de la automedicación se propone como política el incremento del aseguramiento de la población y la reducción de los tiempos de espera en los establecimientos de salud (del Ministerio de Salud y del Seguro Social).

ABSTRACT

The phenomenon of self-medication, which consists on the consumption of medications without the physician's supervision, is widely spread in the Peruvian society. This paper investigates the factors that bring about self-medication, based on a microeconomic model of rational choice. The results of our estimation show that the main factors are the language of the head of the family, the severity of the illness, the family's income level, if the individual has a health insurance, the time that the patient spends in the hospital, the expenditure on medicines and medical attention. Finally, we propose two policies in order to reduce self-medication: the reduction of the time spent in hospitals (through improvements in efficiency) and to insure all the population.

* La presente investigación contó con financiamiento de la Dirección Académica de Investigación (DAI) de la Pontificia Universidad Católica del Perú. Las ideas iniciales de este trabajo fueron desarrolladas en colaboración con Juan Carlos Carbajal. Sin embargo, cualquier error o mal interpretación es responsabilidad exclusiva del autor. Agradezco la eficiente asistencia en la parte estadística y econométrica de Ángela Durán Figallo y Manuel Bazalar.

** El autor es profesor del Departamento de Economía de la Pontificia Universidad Católica del Perú.

INTRODUCCIÓN

El fenómeno de la automedicación, que consiste en el consumo de medicamentos por cuenta propia del paciente sin supervisión médica, está ampliamente difundido en la sociedad peruana y en el mundo. Algunos estudios han intentado medir y explicar este fenómeno, y se han encontrado resultados diversos debido a la gran variedad de definiciones de automedicación y a la diversidad de muestras tomadas, siendo en la mayoría de los casos, muestras en el ámbito local. Sin embargo, el común denominador de todos los trabajos previos es que el fenómeno existe y en gran magnitud, especialmente en el mundo subdesarrollado.

Concentrando nuestra atención en países subdesarrollados como el Perú, la falta de recursos de la población para enfrentar problemas de salud cotidianos, la dificultad de acceso a servicios formales de salud, la relativa facilidad que existe para conseguir medicamentos en las farmacias sin prescripción y los bajos niveles de aseguramiento de la población, entre otros factores, condicionan a que este fenómeno tenga una gran amplitud. Más aun, considerando que la costumbre del autotratamiento tiene sus orígenes en la medicina tradicional y popular, el fenómeno en cuestión se encuentra profundamente arraigado dentro de las costumbres y cotidiano vivir de la población peruana.

Numerosos estudios en el campo de la salud han mostrado los efectos negativos de la automedicación no asistida. Estos efectos se resumen en la escasa efectividad del autotratamiento, los efectos sobre la resistencia de las bacterias a los antibióticos, los efectos secundarios de dosis incorrectamente administradas y el gasto adicional que el paciente realiza debido a tratamientos adicionales.

¿Por qué tantas personas prefieren esta alternativa en vez de realizar una consulta «institucional»,¹ ya sea en el Ministerio de Salud, en el Seguro Social de Salud o en alguna alternativa privada? Este estudio

¹ En esta investigación se entiende por «institucional» a aquellos servicios de salud provistos por entidades autorizadas, ya sean del Ministerio de Salud, del Seguro Social de Salud, clínicas privadas y médicos particulares.

investiga los posibles factores que pueden influir en la decisión de automedicación, basándose en un modelo microeconómico de elección racional. Entre los posibles factores que podrían explicar este fenómeno y que se proponen como hipótesis están las características individuales de las personas (edad, sexo, nivel educativo, gravedad de la dolencia, etc.), la facilidad del acceso a los establecimientos formales (con un significativo efecto en el costo de oportunidad), factores culturales y otras variables económicas como la tenencia de un seguro, el ingreso de las personas y los gastos en atenciones y medicamentos.

Una de las novedades de este estudio es que —a diferencia de la mayoría de estudios previos— no se basa en muestras en el ámbito local, sino que estima sus resultados a nivel nacional. Para ello se utilizan las encuestas de niveles de vida, con las ventajas y limitaciones que ellas puedan tener y que se aclaran en el documento. Sin embargo, la aproximación al fenómeno por medio de estas encuestas requiere definiciones operacionales del fenómeno de automedicación ligeramente distintas a las mencionadas en la literatura. Las deficiencias de estas definiciones y los posibles sesgos son discutidos en este trabajo.

Los resultados de la estimación mediante el método de Logit Binomial para dos definiciones alternativas de automedicación muestran que los factores que influyen son los siguientes: la lengua del jefe del hogar, la gravedad de la enfermedad, el nivel de ingreso de la familia, la tenencia o no de un seguro y el dominio geográfico. Del mismo modo, algunas características del centro de atención también influyen sobre la decisión de automedicación. Estas son las siguientes: la demora en recibir atención, el gasto de las atenciones y el gasto en medicamentos. La mayoría de estos factores coinciden con las principales variables mencionadas en la literatura acerca del tema, aunque las variables relacionadas al gasto no tuvieron el signo esperado.

De estos resultados se desprenden dos implicaciones de política: una de ellas es la necesidad de incrementar los niveles de aseguramiento de las personas, pues la automedicación es menor para las personas que cuentan con algún tipo de seguro; y otra de ellas es la necesidad de reducir los tiempos de espera en los establecimientos

formales o institucionales (hospitales, clínicas, postas, etc.), hecho que significaría una mejora en la eficiencia en la atención. Esta última recomendación reduciría el costo en términos de tiempo de las atenciones institucionales o formales.

1. EL FENÓMENO DE LA AUTOMEDICACIÓN

1.1. Definición de automedicación

Comúnmente se entiende la automedicación como el hecho de adquirir y/o consumir medicamentos por cuenta de la persona sin prescripción médica. Esta es tal vez la definición general; sin embargo, existen otras definiciones con detalles y matices que pueden alterar su contenido y significado.

Un primer grupo de definiciones de automedicación se concentra en el hecho que los medicamentos sean comprados o consumidos por los pacientes sin supervisión de un médico. Por ejemplo, Mestanza (1991) define a la automedicación o autoprescripción como el «consumo de medicamentos de patente sin receta médica profesional incluyendo la automedicación recomendada por el boticario o farmacéutico a pedido del paciente, familiar o amigo» (p. 8). Por otra parte, en un estudio realizado en México, Ángeles y otros (1992) definen automedicación como la «utilización de medicamentos sin prescripción médica, por cualquier individuo del grupo doméstico, sin importar su edad ni quién lo indica» (s.p.).

Otros estudios son más precisos y distinguen «automedicación» de «autocuidado» y «automedicación responsable». Según el informe del cuarto Grupo de Consulta sobre el papel del farmacéutico de la Organización Mundial de la Salud, se define:

- Autocuidado: «Lo que la gente puede hacer por sí misma para establecer y mantener la salud, prevenir y tratar las enfermedades» (1998: 2). Este concepto comprende aspectos como la higiene, nutrición, estilo de vida, factores ambientales, factores socioeconómicos y automedicación.
- Automedicación: «Es la selección y utilización de medicamentos por los individuos para tratar enfermedades o síntomas reconocidos/as (sic) por sí mismos» (1998: 3).

- Automedicación responsable: «Una práctica por la que los individuos tratan sus enfermedades con medicamentos que han sido autorizados y están disponibles con o sin receta, y que son seguros y efectivos cuando se utilizan como tal y como se indica» (1998: 3).²

En un estudio para el Perú sobre medicina popular y automedicación realizado por Núñez Muñoz (1984), se incluye a la automedicación dentro de la medicina tradicional y la «autoatención», y se define como «el consumo de medicamentos de patente obtenidos sin receta médica profesional o sin la recomendación de practicante de la medicina tradicional» (p. 26). La autora reconoce dentro de la categoría de automedicación a la automedicación recomendada por el boticario o farmacéutico a pedido del paciente.

Por su parte, López y Kroeger (1990), en uno de los estudios más completos sobre el tema, definen la automedicación como una de las variedades del autotratamiento. Los autores distinguen claramente la «automedicación» de la «prescripción de medicamentos». Esta última corresponde a los medicamentos recomendados por médicos particulares, del seguro social, de los servicios públicos y de curanderos.

Debido a la gran variedad de definiciones de automedicación, se decidió hacer este estudio considerando dos definiciones alternativas, una de ellas más estricta que la otra. En primer lugar, definiremos la automedicación como el hecho de comprar medicamentos sin haber tenido previamente ningún tipo de consulta institucional (profesionales) o no institucional (farmacéutico, curandero y otros). Esta definición es mucho más estricta que las definiciones mencionadas en los párrafos anteriores. Una segunda definición, un poco más amplia y que se aproxima a las anteriormente mencionadas, es aquella que, además de incluir a las personas que compraron medicamentos sin consultar, incorpora a los que compraron medicamentos con recomendación del farmacéutico o del curandero.

² Véase también *Revista Consumer*, «Automedicación Responsable: el paciente, protagonista en el cuidado de su salud». Enero 2002, n.º 51, pp. 20-21.

Sin embargo, estas definiciones pueden tener algunas deficiencias, pues afrontan el problema desde la compra del medicamento, mas no son capaces de distinguir el consumo del medicamento sin previa compra. Así, por ejemplo, una persona podría comprar pero no consumir los medicamentos, tal como ocurre con las madres cuyos hijos caen enfermos. Por otro lado, una persona que consume medicamentos de un botiquín familiar que fueron previamente conseguidos por ellos o por terceros también realiza automedicación. En la sección empírica, se discute con más detalle las definiciones operativas de automedicación y sus limitaciones.

1.2. Principales consecuencias de la automedicación sobre la salud de las personas

Es importante destacar las principales consecuencias de la automedicación irresponsable en las personas. Estos efectos negativos se resumen en la escasa efectividad del autotratamiento, los efectos sobre la resistencia de las bacterias a los antibióticos, los efectos secundarios de dosis incorrectamente administradas y el gasto adicional que finalmente realiza el paciente debido a tratamientos adicionales y gastos posteriores.

Un ejemplo típico del primer efecto se debe al obvio desconocimiento de las personas acerca de los orígenes de sus enfermedades y el correcto tratamiento. Por ello, es frecuente observar el consumo de antibióticos ante cuadros respiratorios, dolores de garganta y diarreas, cuando estas dolencias suelen tener un origen viral (Stipicic 2001). En cuanto a la resistencia de las bacterias a los antibióticos, esta se produce debido a dosis inadecuadas o mal administradas de estos medicamentos. Asimismo, existe evidencia de los efectos secundarios de la administración inadecuada de analgésicos y antiinflamatorios (los mismos que pueden producir hemorragias digestivas y gastritis).

1.3. Evidencia de automedicación en el Perú y el mundo

El fenómeno de automedicación se presenta con características similares en muchos países del mundo, tanto en países desarrollados como subdesarrollados.

En España, según la Sociedad Española de Pneumología y Cirugía Torácica, el 30% de la población no solicita atención médica en los procesos de tipo respiratorio infeccioso, y muchas de ellas acuden directamente a la farmacia o a su botiquín para automedicarse.³ Debido a ello, España se encuentra entre los países donde las bacterias presentan mayor resistencia a los antibióticos. Algunas estadísticas muestran que el 88% de los españoles toman antibióticos al menos una vez al año, de los cuales entre un 25 y 30% (de los envases vendidos) no tienen prescripción médica (*Revista Consumer* 2002: 20-21).

En el estudio mencionado (Ángeles y otros 1992: Cuadro V) de Cuernavaca, México, del total de personas que consumieron medicamentos el 53,3% lo hicieron sin prescripción médica (automedicación). Analizando por grupos de edad, se encontró que en el grupo menor a un año, los consumos por automedicación llegan al 91,3% y en el grupo de entre 15 y 24 años esta cifra llega a 78,8%.

Mestanza (1991: 3-4) citando a otros autores, menciona una serie de casos en diversos países del mundo. Por ejemplo, a principios de los 80, en Alemania, el 18% de los medicamentos se vendieron sin receta; en Arabia Saudita, en la misma época, el 58% de los pacientes atendidos se automedicaban antes de la consulta; en la India, el 64% de los pacientes compraban medicinas en las farmacias sin prescripción médica. En relación con estudios para América Latina para fines de los 80, Mestanza destaca los casos de Brasil, donde entre el 40 y 43% de los medicamentos vendidos en farmacias corresponden a automedicación; en Ecuador este porcentaje llegaba a 51%, mientras que en Chile solo llegaba a 39,7%.

En el caso peruano, en uno de los estudios pioneros sobre el tema, Rondinel (1975) encuentra que, en Lima Metropolitana, el 32% de los medicamentos consumidos fueron por automedicación mientras que el 68% por prescripción médica. El autor considera como automedicación el consumo de medicamentos prescritos por antiguas enferme-

³ Véase noticias al respecto en <www.biomed.net/biomed/R14/noticias03.htm> y <www.plannermedia.com/SaludPress/abr.htm>.

dades y a los prescritos por paramédicos, farmacéuticos, amigos, parientes y uno mismo.

Mestanza (1991:15 y Tabla 4) en su estudio de dos farmacias en Lima de distintos estratos socioeconómicos encuentra que la incidencia de automedicación es mayor en el estrato «bajo» que en el «alto», pero es importante en ambos. Así, en el estrato «alto», el 40,6% de las personas compraron medicamentos en la farmacia sin receta, mientras que en el bajo el porcentaje llega a 66,7%. Analizando por grupo de edad, encuentra que la automedicación es menor conforme aumenta la edad del paciente, llegando a un mínimo de 36,7% para el grupo mayor de 64 años. El mismo estudio no encontró diferencias significativas por sexo pero sí por grado de instrucción. El porcentaje de automedicación es mayor para los grupos Analfabeto y Primaria Incompleta y Secundaria Incompleta. Alcanza sus menores valores en el grupo Secundaria Completa y Superior (solo 48,6% y 53,6%, respectivamente). También encuentra que la ocupación del encuestado es importante para determinar los niveles de automedicación. El porcentaje llega a 62,5% en la categoría Estudiante y 68% en la categoría Trabajador Independiente, mientras que es relativamente bajo en la categoría Profesional. Finalmente encontró que, para dolencias agudas, el porcentaje de medicamentos comprados por automedicación llegó a 62,1%; en el caso de dolencia subaguda, llega a 40,7%; y en el caso crónico, solo a 29,2%.

En su estudio sobre medicina popular, Núñez (1984: 30) plantea como hipótesis que el uso de automedicación es mayor en sectores urbanos con mayores recursos económicos que en los urbanos marginales pobres, debido a factores como el mayor acceso económico a medicamentos de patente y a información y/o conocimientos sobre salud de los sectores más acomodados. En sus resultados encuentra que la automedicación es la modalidad de autotratamiento más utilizada por encima del autotratamiento casero y tradicional.

Por su parte, López y Kroeger (1990) afirman que «las deficiencias del sistema de salud y el alto costo de la práctica médica privada pone a los individuos en la situación de decidir por sí solos o con ayuda de vecinos y conocidos lo que debe hacer frente a una molestia o enfermedad» (p. 167). Según los resultados de una encuesta

formal realizada en 1988 en algunas ciudades de Perú y Bolivia, en Lima Metropolitana, un 38,6% de los medicamentos consumidos fueron autorecetados. En el caso de Chimbote, el porcentaje llega a 50%, mientras que en Cajamarca se ubica entre 37,8% y 49,8%. Para las ciudades bolivianas de La Paz y A. Beni, el porcentaje de medicamentos autorecetados fue de 80,7% y 62,4%, respectivamente.

2. LA AUTOMEDICACIÓN COMO UNA ALTERNATIVA RACIONAL DE LOS CONSUMIDORES

2.1. Antecedentes teóricos: modelos de demanda por servicios de salud y modelos de elección

Puesto que la automedicación tal como se definió en la sección anterior se basa principalmente en la decisión personal (o familiar) de adquirir y consumir medicamentos por cuenta propia, es importante comentar acerca de la racionalidad que puedan tener estas decisiones. Por ello, el marco teórico se centra en los modelos de elección racional en los que las personas escogen aquellas alternativas de salud que les brindan mayor satisfacción o utilidad. La teoría estándar de economía de la salud asume que la utilidad que sienten las personas depende del consumo de bienes y de su estado de salud. A su vez, este estado de la salud depende —entre otros factores— de la atención médica escogida.

Consideramos la automedicación como una alternativa más dentro del conjunto de posibilidades de elección de atención. En este sentido, el modelo que se presenta en esta sección sigue la corriente de Gertler y otros (1987), li (1996) y Bartolome y Vosti (1995), quienes establecen que la decisión por alguna alternativa de atención depende de factores individuales (socioeconómicos, demográficos y culturales) y características del proveedor de servicios médicos. Entre estos factores se encuentran el ingreso de las personas; el precio de la atención medido en dinero y en el tiempo invertido en acceder al servicio (Cauley 1987; Gertler y otros 1986); la percepción que ellos tienen de la enfermedad, que puede estar influida por el nivel educativo (Musgrove 1985; Bartolome y Vosti 1995); la resistencia natural a las dolencias, que depende de factores demográficos como la edad y el

sexo; la percepción de la calidad de los servicios ofrecidos por los proveedores (Gertler y otros 1987); y, también, la resistencia a recibir tratamiento debido a cuestiones culturales (Ii 1996).

El efecto del aseguramiento sobre la demanda de servicios de salud ha sido estudiado ampliamente en la literatura (Rosset y Huang 1973; Feldstein 1973; Phelps y Newhouse 1974). En resumen, la teoría afirma que la existencia de un seguro de salud disminuye el pago efectivo que realiza la persona por los servicios y, por lo tanto, tiende a demandar más servicios que si no estuviera asegurado. A este efecto se le conoce como el fenómeno de «riesgo moral» (*Moral Hazard*). En este sentido, se esperaría que los asegurados prefieran atenderse o utilizar los servicios ofrecidos por sus seguros antes de escoger una alternativa de automedicación. Sin embargo, otras variables podrían tener una mayor ingerencia que el efecto del menor precio monetario por los servicios y los medicamentos, y, por ello, es posible que un asegurado se automedique.

Trabajos empíricos realizados en el Perú como los de Petrerá y Cordero (1999) y MINSA-SEPS-OPS (1999) estudian el caso del uso de los servicios del Seguro Social de Salud (EsSalud) por parte de sus asegurados. La opción de automedicación no se considera en el primero de los trabajos mencionados. En el segundo, se analiza si las personas deciden consultar o no, pero solo analiza los determinantes de consultar o no consultar sin considerar la adquisición de medicamentos por cuenta propia.

Otros trabajos afines, también en el Perú, han estudiado tangencialmente el tema desde el enfoque de la demanda por servicios de salud (por ejemplo, Gertler y otros 1986; Gertler y otros 1987; Cortez, 1996; MINSA, 1997). Dichos estudios discuten el tema de la elección del servicio estimando funciones de demanda que inciden, mayormente, en la relación entre las cantidades demandadas y los precios (costo monetario y de oportunidad), y el ingreso de las personas. Adicionalmente, incluyen otros factores como la educación, variables demográficas, calidad de vida, etc. Estos estudios son útiles para nuestro trabajo en el sentido de que desarrollan modelos elaborados de elección. Aunque la opción de automedicación tampoco se desarrolla en estos trabajos, la metodología presentada, así como la dis-

cusión sobre las variables que influyen en la decisión de los consumidores, resultó de mucha utilidad.

Finalmente, en un estudio para el caso boliviano, li (1996) encuentra que la demanda por atenciones de salud decae en familias cuyo jefe de hogar hable el idioma aymara. Según li, es posible que algunos factores culturales afecten la decisión de los individuos de escoger atenciones de salud de los establecimientos formales, y es entonces más probable que prefieran el autocuidado de la salud.

2.2. Un modelo económico de automedicación

El modelo que se presenta en esta sección fue desarrollado tomando como base el trabajo de Bartolome y Vosti (1995). El lector no familiarizado con modelos económicos y matemáticos puede saltar esta sección sin problema pues las afirmaciones del modelo son discutidas posteriormente.

2.2.1. El modelo básico

Siguiendo la corriente de los modelos de economía de la salud supondremos que la utilidad del individuo depende principalmente de dos variables: el consumo en bienes (C) y el estado de salud (H). Con el fin de simplificar el modelo, se asume que solo existe un bien de consumo y, por lo tanto, la variable C se mide en unidades físicas de dicho bien. La variable H, sin embargo, solo es un índice arbitrario (no observable) del estado de la salud de la persona. Mayores valores de H corresponden a mayores niveles de salud.

Las preferencias por estos «bienes» se representan por la función de utilidad

$$U = U(C, H) \quad (1)$$

donde el signo de las derivadas es $U_C > 0$ y $U_H > 0$. El estado de salud de las personas, H, a su vez depende de dos variables: el tipo de atención escogida (M) y la gravedad de la enfermedad, ($\epsilon/r(d)$),

$$H = H(M, \epsilon/r(d)), \quad (2)$$

donde $\varepsilon/r(\mathbf{d})$ representa la gravedad de la enfermedad, y $r(\mathbf{d})$ es la resistencia natural a las enfermedades (que condiciona al efecto de la gravedad sobre la salud). En otras palabras, H depende de la ratio $\varepsilon/r(\mathbf{d})$. La resistencia $r(\mathbf{d})$ depende del vector « \mathbf{d} » de características demográficas de la persona. Se asume que la derivada H_{ε} es negativa. M es una variable cualitativa que toma el valor de 0 cuando la persona decide automedicarse y 1 cuando elige algún tipo de atención institucional.⁴ Asumimos también que el estado de salud de las personas es mejor cuando reciben atención institucional que cuando deciden automedicarse. Este supuesto en términos de los valores de la función H se expresa de la siguiente forma:

$$H(0, \varepsilon/r) < H(1, \varepsilon/r) \quad \forall \varepsilon/r \quad (3)$$

El individuo se enfrenta a la siguiente restricción presupuestaria:

$$P_C \cdot C + G_M + (G_A + t) \cdot M = I, \quad (4)$$

donde:

P_C = Precio del bien de consumo

G_M = Gasto en medicamentos

G_A = Gasto en atenciones médicas (consulta, entre otros.)

t = Costo del tiempo necesario en llegar al centro de atención (medido en dinero)

I = Ingreso monetario

Nótese que si el individuo decide automedicarse, el gasto en atenciones y el tiempo ya no son importantes en su restricción presupuestaria.

El problema de optimización que debe resolver el individuo es el siguiente: escoger el nivel de consumo de bienes y el tipo de atención con el fin de maximizar su utilidad. En términos matemáticos,

⁴ En realidad, no se está considerando la opción «no hacer nada» (ni atenderse ni automedicarse). En la sección empírica, se explica que esta alternativa fue incluida dentro de la opción ($M=1$).

$$\begin{aligned} & \text{Max. } U(C, H(M, \varepsilon / r(\mathbf{d}))) \\ & C, M = \{0, 1\} \\ \text{s.a. } & P_C \cdot C + G_M + (G_A + t) \cdot M = I \end{aligned}$$

El modelo puede resolverse por etapas, primero para $M = 0$ y luego para $M = 1$, y, después, comparándose los valores de la función de utilidad en cada caso.

En el caso de *automedicación* ($M=0$), se puede comprobar fácilmente que el consumo óptimo es

$$C = \frac{I - G_M}{P_C} \quad (5)$$

y la utilidad alcanzable en este caso:

$$U \left(\frac{I - G_M}{P_C}, H(0, \varepsilon / r(\mathbf{d})) \right) \quad (6)$$

En el caso que el individuo escoja *atención institucional* ($M=1$), el consumo se verá disminuido por los mayores gastos en consultas y en el tiempo necesario para acceder a estos servicios. El consumo es:

$$C = \frac{I - G_A - G_M - t}{P_C} \quad (7)$$

y la utilidad alcanzada por el individuo en este caso:

$$U \left(\frac{I - G_A - G_M - t}{P_C}, H(1, \varepsilon / r(\mathbf{d})) \right) \quad (8)$$

Comparando las utilidades en las ecuaciones (6) y (8) no puede afirmarse a primera vista cuál es mayor. Por un lado, cuando el individuo se automedica no gasta en atenciones médicas ni tiene el gasto en tiempo, ahorro que le permite un mayor consumo de otros bienes pero un menor estado de salud. En cambio, cuando elige atención

institucional necesariamente consume menos de otros bienes, pero obtiene más utilidad porque su estado de salud H será mejor que cuando se automedica, de acuerdo con lo establecido con el supuesto de la ecuación (3).

Con estas ecuaciones se puede determinar la condición para que un individuo elija automedicarse (elegir $M=0$), la misma que se expresa en la inecuación (9). Si se cumple esa inecuación, la persona elige automedicarse; de otro modo, elige atención institucional.

$$U \left(\frac{I - G_M}{P_C}, H(0, \varepsilon / r(d)) \right) > U \left(\frac{I - G_A - G_M - t}{P_C}, H(1, \varepsilon / r(d)) \right) \quad (9)$$

La decisión de automedicarse se cumplirá mientras mayores sean los valores de t , G_A y mientras menor sea $\varepsilon/r(d)$. A su vez, este último dependerá de las características demográficas del individuo, tales como la edad y el sexo.

En la misma inecuación se puede analizar el efecto de variaciones en el ingreso monetario I sobre la decisión. Conforme el ingreso se incrementa al infinito (el caso de una persona muy rica), las fracciones del ingreso destinado al cuidado de la salud

$$\frac{G_M}{I} \text{ y } \frac{G_A - G_M - t}{I}$$

tienden a ser muy pequeñas y acercarse a cero. Con ello, el efecto de los gastos de atenciones médicas sobre la utilidad tiende a ser despreciable y prima entonces la decisión de búsqueda de atención institucional —es decir, se cumple lo contrario a la inecuación (9)—. En pocas palabras, incrementos en el ingreso podrían reducir la probabilidad de automedicarse, siempre y cuando estos incrementos sean lo suficientemente grandes.

2.2.2. Introducción de la seguridad social

Introduzcamos el efecto de la seguridad social en el modelo básico. En este modelo sencillo, el rol de la seguridad social se expresa

fundamentalmente en que los costos de las atenciones y medicamentos desaparecen para los individuos asegurados que eligen atención institucional, pues el seguro cubre con esos gastos.⁵ Supongamos también que la incidencia de la contribución a la seguridad social recae completamente en el empleador.⁶

Para un *individuo asegurado*, el problema de optimización es

$$\begin{aligned} & \text{Max. } U(C, H(M, \varepsilon / r(d))) \\ & C, M = \{0, 1\} \\ \text{s.a. } & P_C \cdot C + G_M \cdot (1-M) + t \cdot M = I \end{aligned}$$

donde nuevamente M toma el valor de 1 cuando escoge atención institucional y 0 cuando escoge automedicación. Nótese que para los individuos asegurados, la variable «gasto en consultas» G_A ya no aparece dentro de la restricción presupuestaria, pues ni el automedicado ni el asegurado gastan en atenciones medicas. El único gasto que aparece es el de medicamentos G_M , que solo tiene efecto cuando $M=0$. Resolviendo por el método propuesto obtenemos que la condición para que un individuo asegurado prefiera automedicarse es la siguiente:

$$U \left(\frac{I - G_M}{P_C}, H(0, \varepsilon / r(d)) \right) > U \left(\frac{I - t}{P_C}, H(1, \varepsilon / r(d)) \right) \quad (10)$$

A diferencia del caso de un individuo sin seguro, la decisión dependerá de qué tan grande sea la diferencia entre G_M y t , y de la diferencia entre $H(0, \bullet)$ y $H(1, \bullet)$. Comparando esta inecuación con la (9), la decisión de automedicarse se hace menos probable cuando un individuo se asegura, pero no es imposible. Por ejemplo, si el tiempo « t », que mide el costo de oportunidad de buscar atención médica toma valores muy grandes, una persona podría decidir automedicarse, pese a estar asegurada.

⁵ Si bien es cierto que este supuesto parece no adaptarse de exactamente al caso peruano, se puede extender fácilmente el modelo considerando que el seguro cubre una fracción de dichos gastos.

⁶ Este supuesto se puede relajar sin alterar los resultados.

2.2.3. Introducción de la educación

Haremos una pequeña modificación al modelo introduciendo la educación de las personas que deciden automedicarse. Para ello, supondremos que los individuos sin educación no distinguen los beneficios de la consulta institucional (o dicho de otro modo, no perciben los riesgos de la automedicación). En ecuaciones, este supuesto requiere la modificación de la ecuación (3), que ahora tomaría la siguiente forma:

$$\text{Sin educación:} \quad H_{ne}(0, \varepsilon / r) = H_{ne}(1, \varepsilon / r) \quad (3')$$

$$\text{Con educación:} \quad H_e(0, \varepsilon / r) < H_e(1, \varepsilon / r), \quad (3'')$$

donde los subíndices muestran el nivel educativo del individuo.

En el caso de los individuos no asegurados, la población no educada (ne) siempre preferirá escoger automedicación ($M=0$), pues para ella siempre se cumple que

$$U \left(\frac{1 - G_M}{P_C}, H_{ne}(0, \varepsilon / r(d)) \right) > U \left(\frac{1 - G_A - G_M - t}{P_C}, H_{ne}(1, \varepsilon / r(d)) \right) \quad (9')$$

En cambio para los individuos con mayor educación, no necesariamente será así, y, por lo tanto, la decisión dependerá de la magnitud de las demás variables.

En el caso de los individuos asegurados y no educados, no se puede asegurar que esta población siempre preferirá automedicarse, pues la inecuación siguiente se cumple siempre y cuando $G_M < t$.

$$U \left(\frac{1 - G_M}{P_C}, H_{ne}(0, \varepsilon / r(d)) \right) > U \left(\frac{1 - t}{P_C}, H_{ne}(1, \varepsilon / r(d)) \right) \quad (10')$$

Finalmente para los individuos educados, la decisión tampoco queda clara pues dependerá de las demás variables.

La hipótesis del estudio es que la calidad de la atención, el tiempo gastado en la atención, el acceso a medicinas, el costo de la atención, la edad, el sexo, el nivel educativo del jefe de hogar, la gravedad de la enfermedad, los factores culturales y los ingresos familiares determinan la decisión entre automedicación y no automedicación. Como hipótesis secundaria se plantea que el hecho de tener algún seguro de salud incrementa la probabilidad de utilizar un servicio institucional, aunque no elimina completamente la posibilidad de seguir escogiendo la alternativa de automedicación.

El efecto de las variables exógenas sobre la decisión del consumidor es el siguiente: la calidad de la atención puede desincentivar el deseo de una persona de atenderse en un establecimiento institucional (público o privado) y, por lo tanto, incrementar la probabilidad de automedicarse; también se puede afirmar que mientras más tiempo se requiera en el servicio, mayor será la probabilidad de automedicarse; el acceso gratuito a medicamentos —como ocurre en EsSalud— puede reducir el incentivo a autorecetarse medicamentos y/o a escoger una alternativa no institucional. Asimismo, si el costo de la atención es alto (para los no asegurados), se podría desincentivar la búsqueda de una alternativa institucional e incrementar la probabilidad de automedicarse.

Por el lado de las características de los individuos, el efecto de la edad no es claro porque, a mayor edad, mayor probabilidad de requerir atención institucional especializada; sin embargo, si esta atención es costosa, se puede buscar paliativos con automedicación. A mayor nivel educativo del jefe, es de esperarse que se reduzca la automedicación y la consulta no institucional, pues las personas con mayor grado de instrucción son más conscientes de las implicancias de esta práctica según nuestro supuesto. La gravedad de la dolencia o enfermedad también influye en la decisión; si es leve, una conducta de automedicación o consulta en farmacia es de esperarse. Por otro lado, si la persona pertenece a algunos grupos culturales podría mostrarse reacia a atenderse en establecimientos institucionales; y, finalmente, si los ingresos familiares son altos y no hay restricciones de oferta de servicios institucionales —privados por ejemplo—, entonces se reduce la posibilidad de la automedicación y la consulta no institucional.

3. METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN

El método econométrico utilizado en estos casos es el Logit Binomial (véase Liao 1994), que permite estimar la probabilidad de elección entre dos alternativas, considerando como variables exógenas un vector Z_i de características individuales comunes a las alternativas (por ejemplo, el ingreso familiar) y un vector X_{ij} de características individuales y diferentes según las alternativas (por ejemplo, el tiempo gastado en la atención o el gasto en dichas atenciones y en medicamentos.)

En nuestro modelo, sea U_{ij} la utilidad del individuo i condicionada a escoger la alternativa «j»,⁷ el individuo escogerá atenderse en aquella modalidad de servicio «j» que le brinde la máxima satisfacción, según se indicó en las ecuaciones (9), (9'), (10) y (10'). Sea «j = 1» la alternativa automedicación y «j = 2» la alternativa de consulta institucional, entonces las respectivas utilidades de escoger estas alternativas se pueden expresar como una función lineal de las variables involucradas, tal como se observa en las ecuaciones (11) y (12).

$$U_{i1} = \alpha' X_{i1} + \beta_1' Z_i + \varepsilon_{i1} \quad (11)$$

$$U_{i2} = \alpha' X_{i2} + \beta_2' Z_i + \varepsilon_{i2}, \quad (12)$$

donde Z_i es el primer vector de variables individuales y comunes a las opciones; X_{ij} , el vector de características individuales y diferentes según las alternativas que se mencionaron en el párrafo anterior; y ε_{ij} , el término de perturbación.

Según lo mencionado en las ecuaciones (9), (9'), (10) y (10'), el individuo escoge automedicarse si y solo si $U_{i1} - U_{i2} > 0$ y escoge no automedicarse en el caso opuesto. Restando (12) de (11) tenemos:

$$U_{i1} - U_{i2} = \alpha' (X_{i1} - X_{i2}) + (\beta_1' - \beta_2') Z_i + (\varepsilon_{i1} - \varepsilon_{i2}) \quad (13)$$

⁷ Con j = 1 ó 2 siendo j = 1 la alternativa de la automedicación.

El diferencial de utilidades presentado en el lado izquierdo de la ecuación (13) no puede ser observado; sin embargo, la decisión final del individuo U^* si es observable, y esta toma forma de variable binaria de la siguiente forma:

$$U^* = \begin{cases} 1 & \text{si } U_{i1} \geq U_{i2} \\ 0 & \text{si } U_{i1} < U_{i2} \end{cases} \quad (14)$$

Dadas las variables explicativas o independientes, el método estima la probabilidad de que la persona escoja la j -ésima opción.

4. ANÁLISIS ESTADÍSTICO Y ECONOMÉTRICO

4.1. Construcción de las variables

Con el objeto de estimar el modelo presentado en la sección anterior se utilizó la Encuesta Nacional de Niveles de Vida del año 2000 (ENNIV 2000). Dicha encuesta de hogares recoge información sobre las principales características socioeconómicas de las familias peruanas a partir de una muestra compuesta por 3.977 familias y 19.957 individuos. La encuesta permite realizar inferencia a nivel nacional y regional,⁸ pero no a nivel departamental.

Esta encuesta contiene una sección dedicada a la salud, pero no es una encuesta especializada en salud. Lo que hemos trabajado aquí es una aproximación a los temas de salud utilizando dicha encuesta con las limitaciones que podría presentar.

La información fue trabajada a nivel de individuos. Del total de individuos de la encuesta se seleccionó a aquellos que presentaron algún tipo de enfermedad, mal o accidente en las últimas cuatro semanas a la realización de la encuesta. La muestra que se utilizó fue entonces de 5.297 personas.

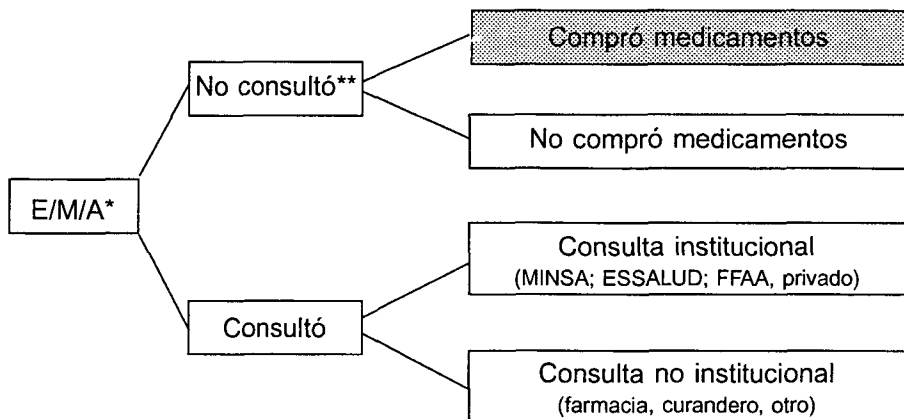
⁸ Los dominios de la encuesta son las siguientes: Lima, Costa Urbana, Costa Rural, Sierra Urbana, Sierra Rural, Selva Urbana y Selva Rural.

4.1.1. La variable «automedicación»

Tal como se mencionó en la sección 1.1., en nuestro estudio se trabajó con dos definiciones operacionales de automedicación. La primera de ellas (**AUTOMEDICACIÓN 1**) define la automedicación como la compra de medicamentos por parte de una persona sin haber realizado ningún tipo de consulta, ni institucional ni no institucional.

Dentro de las personas que manifestaron tener alguna enfermedad, mal o accidente en las últimas cuatro semanas, la primera definición considera como «automedicadas» a aquellas que compraron medicamentos sin consultar, tal como se aprecia en la casilla sombreada de la Figura 1. Todas las demás opciones fueron consideradas como «consulta institucional» o «no automedicación».

Figura 1: Primera definición de automedicación



* Personas que manifestaron haber sufrido una enfermedad, malestar o accidente en las últimas cuatro semanas previas a la encuesta.

** Incluye a las personas que no pudieron consultar o que consideraron necesario no consultar.

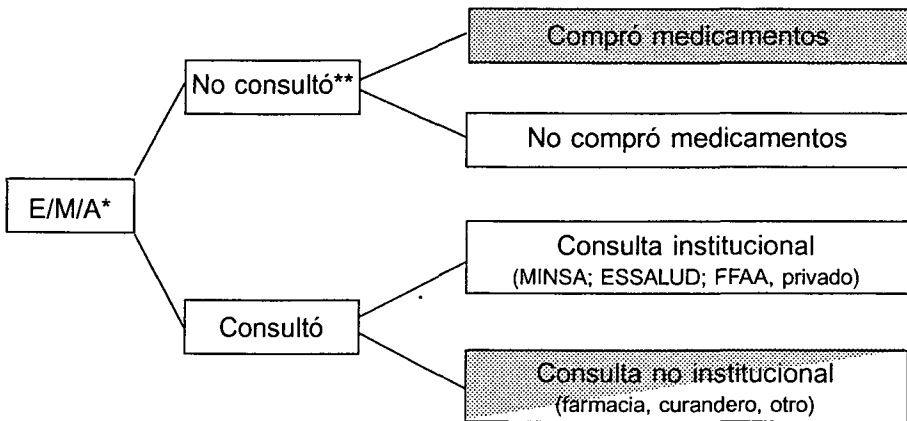
Fuente: ENNIV 2000

Para obtener la casilla «compró medicamentos» dentro de aquellos que no consultaron, se cruzó la información de los encuestados que compraron medicamentos contra los que consultaron o no. No hay

en la encuesta ENNIV ninguna pregunta directa acerca de la conducta de automedicación de la persona.⁹

La segunda definición (**AUTOMEDICACIÓN 2**) se aproxima a las definiciones encontradas en la literatura e incluye dentro de automedicación, además de lo anterior, a algunos individuos que hicieron consulta no institucional (farmacia, curandero y otros)¹⁰ siempre y cuando hayan comprado medicamentos. Véase áreas sombreadas de la Figura 2.

Figura 2: Segunda definición de automedicación



* Personas que manifestaron haber sufrido una enfermedad, malestar o accidente en las últimas cuatro semanas previas a la encuesta.

** Incluye a las personas que no pudieron consultar o que consideraron necesario no consultar.

Fuente: ENNIV 2000

⁹ Esta es una forma indirecta de calcular la automedicación. En otras encuestas, como la Encuestas Nacional de Hogares (ENAH), se hace directamente la pregunta al encuestado y se obtiene, en general, porcentajes muy bajos.

¹⁰ En el caso de curanderos y otros, no todos ellos representan automedicación. Por ejemplo, si una persona acudió al curandero y luego compró medicamentos, se considera como automedicación. Pero si no compra medicamentos, entonces no es automedicación.

La razón para considerar la consulta no institucional como automedicación estriba en que el curandero que prescribe medicamentos puede cometer el mismo error que el que decide comprar por su propia cuenta. La prescripción en farmacia también se considera automedicación porque no es medicación profesional.

En cada definición, se construyó una variable dicotómica o *dummy* que representa la automedicación, la misma que toma el valor 1 cuando se escoge la alternativa de automedicación, mientras que toma el valor 0 en otro caso.

Cabe recalcar y aclarar que nuestra forma de calcular la automedicación por medio de las encuestas de niveles de vida difiere de aquellas presentadas en la primera sección en lo siguiente: casi todas ellas definen el «porcentaje» de automedicación como la ratio número de medicamentos comprados sin receta entre el número total de medicamentos comprados. Por el contrario, nuestra definición de esta ratio es a nivel de individuo y se define como el número de personas que compraron medicamentos sin consultar entre el número total de personas que requirieron atenciones de salud por sufrir alguna enfermedad, mal o accidente.

Los valores de dicha ratio para las definiciones de automedicación 1 y 2 fueron de 0,19 y 0,26, respectivamente. Es evidente que estas mediciones subestiman el fenómeno de la automedicación, pues es posible que alguna persona tenga una consulta médica y compre ciertos medicamentos con receta y otros sin receta (bajo su propio criterio). Otro diferencia en la definición que utilizamos es que en el denominador del ratio mencionado está incluida no solo la atención institucional sino, también, la opción «no hacer nada», que no se considera en las definiciones estándar. Estas dos debilidades de nuestra definición reducen la ratio o «porcentaje» de automedicación.

No es posible medir el tamaño de este sesgo con la encuesta de niveles de vida, pues ella no incluye información detallada de todos y cada uno de los medicamentos comprados por cada persona. Sin embargo, comparando con los porcentajes presentados para Perú en la sección 1.3, ellos se encuentran alrededor del 35%, porcentaje que no está muy alejado de nuestras estimaciones. En todo caso, cual-

quier inferencia que se haga con estos resultados debe tener presente que solo se aplica a aquellas personas que compraron medicamentos sin consultar.

4.1.2. Las variables exógenas

Las variables utilizadas fueron las siguientes:

- **Edad (EDAD):** corresponde a la edad del individuo medida en años. De acuerdo con el modelo desarrollado, podría esperarse que a mayor edad se observe mayor incidencia de automedicación, pero, al mismo tiempo, una mayor edad va asociada a mayor gravedad de las dolencias, las que —en nuestra opinión— difícilmente puedan ser solucionadas con automedicación.¹¹ Por tal motivo, el signo de este parámetro es ambiguo.
- **Sexo (SEXO):** variable dicotómica, con valor 1, si es hombre; 0 si es mujer. En el modelo, la variable «resistencia natural a las enfermedades» depende de la edad como del sexo. Por lo tanto, esta variable debería tener un signo negativo, si la mujer presenta menor resistencia que el hombre, o positivo en el caso contrario.
- **Nivel educativo del jefe del hogar (EDUCACI):** para los individuos menores de 18 años se consideró el nivel educativo del jefe del hogar; para aquellos mayores de 18 se tomó en cuenta su propio nivel educativo. Debido a que es una variable cualitativa, en la regresión se construyeron cuatro variables *dummy*.

Según lo planteado en la teoría, una mayor educación debería reflejarse en menos automedicación. Por lo tanto, el signo de estas variables debería ser negativo.

¹¹ Respecto al efecto de la edad sobre las necesidades de atención en el caso boliviano, li (1996) afirma que: «A person's age has a positive effect on the decision to seek care. In particular, the elderly are much more likely to seek care in the presence of a health problem than are other categories. At age 20, the probability of a person to care for himself is 57.3 percent, while at age 60 it is 41.2 percent» (p. 13).

- *Gravedad de la enfermedad*: Se midió la gravedad de la enfermedad mediante las variables siguientes:
 - *Días que estuvo enfermo (DENFERMO)*: número de días que la persona estuvo enferma
 - *Días en cama (DCAMA)*: número de días en que la persona estuvo impedida o en cama
 - *Días de internamiento (INTERNAR)*: esta variable toma valores continuos al representar el número de días en que estuvo internada la persona.

En los tres casos se espera que el signo sea negativo, pues la automedicación se reduce si la gravedad es mayor.

- *Tipo de dolencia (DOLENCIA)*: variable que representa la molestia o malestar que tuvo en las últimas cuatro semanas. Los valores de esta variable representan: 1, malestar; 2, enfermo; y 3, accidente. Se construyeron variables *dummy*, tomando como base la categoría 1.

Por la misma razón que el argumento anterior, esta variable debería tener signo negativo.

- *Factores culturales*: se considerará la lengua del jefe del hogar como un rasgo distintivo de la cultura del individuo.¹² La variable utilizada en este estudio fue «la lengua materna del jefe de hogar» (**DLENGUA**). Es una variable *dummy*, que toma el valor de 1 cuando el jefe del hogar habla castellano y el valor de 0 cuando habla otro idioma. Esta variable asigna la lengua del jefe del hogar a todos sus miembros del hogar. No hay un signo a priori para esta variable.
- *Ingresos familiares (QUINTIL)*: según los ingresos familiares se dividió a la población en quintiles. De acuerdo con el modelo, a mayores niveles de ingreso menor es el gasto en atenciones

¹² Ii (1996) encuentra una mayor probabilidad de autoatención (*self-care*) en los hogares cuyo jefe de hogar habla la lengua aymara. Según este autor podría existir algunas barreras culturales que desincentiven a las personas de la cultura aymara a buscar atenciones formales.

como porcentaje de dicho ingreso, hecho que reduce la probabilidad de automedicarse. Sin embargo, hay otro efecto contrario al anterior. Si una familia es muy pobre, podría elegir no automedicarse porque no puede pagar el precio de los medicamentos, y elegirá entonces no consultar ni automedicarse (véase nuevamente las Figuras 1 y 2). Entonces, en un rango de ingresos muy bajo, a mayor ingreso podría aumentar el porcentaje de «automedicación», pero, para un rango de ingreso mayor, el porcentaje de «automedicación» podría disminuir, al mismo tiempo que subiría el porcentaje de «no automedicación».¹³ Por lo tanto, el signo esperado para estas *dummies* es positivo para los quintiles más pobres y negativo para los más ricos (tomando como base el quintil más pobre).

- *Demora en la atención (DEMORA)*: es una variable que indica el tiempo que tardó la persona en ser atendida. Para las personas que escogieron automedicación, se completó la información utilizando el tiempo promedio de demora de aquellos atendidos en farmacia.¹⁴

Se espera que el signo del parámetro estimado sea positivo, pues una mayor demora en los centros de atención representa un costo para el individuo, por lo que preferiría automedicarse como una solución rápida a su problema.

- *Costo de la atención*: solo pudo ser medida como el gasto total en nuevos soles realizado en el centro de atención. Se utilizaron tres variables en este caso:
 - *Gasto en atenciones (G.ATENCI)*: se espera que el signo de esta variable sea positivo, pues, si el gasto en atenciones médicas es alto, puede ser preferible la alternativa de automedicación.

¹³ Nótese que las alternativas en la estimación han sido definidas como «automedicación» y «no automedicación». Aunque no se ha hecho en este trabajo, la categoría «no automedicación» podría subdividirse en «consulta» y «ni consulta ni automedicación»; así como estimarse un logit multinomial con tres alternativas y no dos.

¹⁴ El tiempo que estimamos fue de 3,52 minutos. No fue posible calcular el tiempo de demora en llegar al establecimiento, pues no existía tal información para las personas que escogieron automedicarse. Tampoco se pudo encontrar una *proxy* válida.

- ♦ *Gasto en medicamentos (G.MEDICI)*: en este caso, se espera un signo negativo, pues reduce la probabilidad de automedicación, tal como se explicó en la sección teórica.
- ♦ *Gasto en internamiento (G.INTERN)*: en este caso, el signo también es negativo.
- *Aseguramiento (SEGURO)*: es una variable dicotómica que toma valor 1 cuando la persona está asegurada y 0 cuando no lo está. En este caso, según lo afirmado en nuestra teoría, la tenencia de un seguro disminuye las posibilidades de automedicación, por lo que el signo esperado es negativo.
- *Dominio geográfico (DOMINIO)*: variable cualitativa que indica el dominio geográfico del hogar (Lima Metropolitana, Costa Urbana, Costa Rural, Sierra Urbana, Sierra Rural, Selva Urbana, Selva Rural).

En resumen, las variables del vector Z_i incluyen al *Ingreso Familiar*, *Sexo*, *Educación*, *Gravedad de la enfermedad*, *Factores culturales* y *Acceso a medicamentos*. Las variables del vector X_{ij} incluyen a *Calidad del servicio*, *Ubicación del servicio* y *Costo de la atención*.

4.2. Estadísticas descriptivas de las variables

En esta sección, se presentan cuadros estadísticos cruzados de la variable endógena (en sus dos definiciones) y algunas variables exógenas seleccionadas. El objetivo es explorar los datos y nuestras definiciones de automedicación, y hacer comentarios sobre posibles coincidencias o correlaciones entre las variables exógenas y la endógena, a un nivel intuitivo. El análisis formal de los determinantes de la automedicación se presenta en la sección 4.3.

En la Tabla 1, tenemos el resultado del cruce de estas variables, utilizando promedios ponderados. Veamos en primer lugar a la variable «nivel educativo». En las dos primeras columnas, se observa que los porcentajes de «automedicación» y «no automedicación» se encuentran todos alrededor de la media, mostrando la segunda columna una muy leve tendencia creciente respecto al nivel educativo. En el

Tabla 1
Cruce de automedicación con algunas de las variables exógenas
(porcentajes por filas)

Variable	Categoría	AUTOMEDICACIÓN 1		AUTOMEDICACIÓN 2	
		No automed.	Automed.	No automed.	Autome.
Nivel educativo	Sin educación	83,42	16,58	79,26	20,74
	Primaria	80,46	19,54	74,66	25,34
	Secundaria	80,56	19,44	73,14	26,86
	Superior	80,10	19,90	71,45	28,55
Sexo	Mujer	80,95	19,05	74,97	25,03
	Hombre	80,41	19,59	72,82	27,18
Lengua	Castellano	78,97	21,03	71,04	28,96
	Otra lengua	85,64	14,36	82,35	17,65
Edad	0-5 años	86,29	13,71	81,29	18,71
	6-18 años	81,19	18,81	75,55	24,45
	19-35 años	74,30	25,70	66,84	33,16
	36-49 años	78,07	21,93	67,58	32,42
	50-64 años	81,34	18,66	73,45	26,55
	65 a más	84,04	15,96	79,51	20,49
Dolencia	Malestar	77,27	22,73	70,60	29,40
	Enfermo	87,51	12,49	80,67	19,33
	Accidentado	95,13	4,87	87,86	12,14
Días enfermo	1-2 días	78,86	21,14	72,18	27,82
	3-4 días	78,73	21,27	72,91	27,09
	5-7 días	78,92	21,08	72,35	27,65
	8-10 días	86,18	13,82	74,75	25,25
	11 a más días	86,16	13,84	79,46	20,54
Días en cama	0 días	78,50	21,50	72,32	27,68
	1 día	79,72	20,28	71,29	28,71
	2 días	84,72	15,28	74,87	25,13
	3-5 días	87,72	12,28	81,17	18,83
	6-10 días	91,62	8,38	82,62	17,38
	11 a más días	91,11	8,89	83,99	16,01
Aseguramiento	Asegurado	86,85	13,15	81,87	18,13
	No asegurado	77,18	22,82	69,46	30,54
Quintil de ingreso	1 ^{er} quintil	80,93	19,07	74,53	25,47
	2 ^o quintil	76,77	23,23	70,75	29,25
	3 ^{er} quintil	82,37	17,63	75,08	24,92
	4 ^o quintil	80,48	19,52	73,65	26,35
	5 ^o quintil	83,31	16,69	76,08	23,92
Total		80,70	19,30	73,97	26,03

Fuente: ENNIV 2000

Elaboración: propia

caso de la segunda definición de automedicación, ocurre algo similar. Lo mismo se da respecto a la variable «sexo»: los porcentajes para las categorías hombre y mujer son similares para ambas definiciones de automedicación.

Por el contrario, en el caso de la variable «lengua del jefe del hogar», en ambas definiciones de automedicación se observan notables diferencias según el idioma, ya sea castellano u otro. En la segunda columna, se observa que el porcentaje de personas que se automedicaron es 7% más alto para quienes hablan castellano. En la cuarta columna, con la segunda definición de automedicación (que incluye como automedicación a la medicina tradicional), esa diferencia se incrementa a más de 11%.¹⁵

En la misma Tabla 1, apreciamos la relación con la edad del individuo (no del jefe del hogar). Con excepción del rango de edad de 0 a 5 años, los porcentajes de automedicación se encuentran alrededor de la media para ambas definiciones, observándose una leve disminución para rangos de edad mayores.¹⁶ Cabe resaltar que, en el grupo de 0 a 5 años, el bajo porcentaje de automedicación podría deberse a la presencia del seguro escolar, que ya operaba para la fecha de la encuesta.

Continuando con la Tabla 1, se presentan tres tipos de dolencia en los que es evidente que la categoría «enfermo» representa una mayor

¹⁵ Cabe recordar que la categoría «no automedicación» incluye no solamente «atención con un profesional de la salud» sino, también, «ni consultar ni comprar medicamentos aun estando enfermo». La lejanía y escaso acceso a medicamentos pueden estar relacionados con el idioma. Otra explicación sería aquella que resalta las «barreras culturales» que desincentivan el uso de la medicina formal (li, 1996).

¹⁶ Estos resultados para las variables «sexo» y «edad» son consistentes con los hallazgos de López y Kroeger (1990), quienes afirman que «la respuesta terapéutica de ambos sexos era idéntica o similar. Esto coincide con otros estudios que tampoco podían mostrar una preferencia a ciertos métodos terapéuticos por parte de hombres y mujeres». También aseguran que «las frecuencias de autotratamiento no varían mucho entre los diferentes grupos de edad. Solo en los menores de 5 años fue relativamente bajo, por la tendencia de llevarlos a los servicios de salud» (pp. 131-133).

gravedad que «malestar». En el caso de «accidente», no se tiene información acerca de la gravedad de estos accidentes; sin embargo, se puede asumir que es una situación más delicada que «malestar». Obsérvese que, como era de esperarse, el porcentaje de automedicación para la categoría «malestar» está por encima de la media, y ocurre lo contrario en los otros dos casos. Es más, por el resultado podría inferirse que la categoría «accidente» representa una mayor gravedad que la de «enfermo», a juzgar por el bajo porcentaje de automedicación (solo 4,87% con la primera definición y 12,14% con la segunda). Este resultado es consistente con López y Kroeger (1990: 135), quienes observan mayor frecuencia de uso de los servicios de salud en enfermedades percibidas como graves.

En relación con el número de días que la persona manifestó que estuvo enferma, a menores días corresponden mayores porcentajes de personas que decidieron automedicarse. Estos resultados son consistentes con lo planteado teóricamente: a mayor gravedad de la dolencia, menor posibilidad de automedicación. Se observa también resultados similares cuando se controla a través del número de días que la persona permaneció en cama. Al igual que en el caso de días «enfermo», el porcentaje de automedicación disminuye conforme se incrementa el número de días. Nuevamente, la segunda definición de automedicación sigue el mismo patrón.

Otro resultado destacable de la Tabla 1 es el cruce con la variable «aseguramiento». La tabla muestra los valores de automedicación cuando se controla por la tenencia o no de seguro, ya sea privado o público. Nótese en la tabla que, según la primera definición, el porcentaje de automedicación decae de 22,8% a solo 13,1% cuando las personas tienen seguro. Este resultado concuerda con lo afirmado en el modelo, en el que el efecto del aseguramiento es el de reducir la probabilidad de elegir la automedicación. En el caso de la segunda definición, se observa una caída del 30,5% al 18,1%.

Finalmente, la Tabla 1 muestra los resultados cuando se controla por quintil de ingresos. Nótese que los dos quintiles más pobres (quintiles 1 y 2) presentan altos porcentajes de personas que prefieren automedicarse (19,1% y 23,2%) según muestra primera definición de esta.

Con la segunda definición, también estos dos quintiles tienen los porcentajes más altos.

4.3. Resultados de la estimación econométrica

Se estimó, por el método de Logit Binomial, la probabilidad de elegir entre una de las dos alternativas mencionadas como función de las variables exógenas. En total se contó con 5.297 observaciones a nivel nacional. El *software* utilizado fue el SPSS 9.0.

Los resultados de la estimación con la primera definición de automedicación se pueden observar en la Tabla 2. El método de selección de variables (inclusión/exclusión) fue el de Forward-Razón de Verosimilitud (*Forward-Likelihood Ratio*). Este método incluye una a una las variables exógenas, y evalúa su efecto sobre el estadístico -2Log Likelihood , que prueba la significancia conjunta de las variables.

El *software* SPSS automáticamente creó las variables *dummy* para las variables categóricas DOLENCIA, QUINTIL y DOMINIO, analizando dichas *dummies* en conjunto y no por separado.¹⁷ Nótese que las variables SEXO, EDAD, EDUCACI y G.INTERNAR fueron eliminadas de la regresión por no ser significativas. Un caso especial corresponde al de la variable INTERNAR, cuyo estadístico Wald indica que no se puede rechazar la hipótesis nula de que el verdadero parámetro es cero. Sin embargo, eliminar dicha variable reducía el logaritmo de la verosimilitud; por ello, se optó por mantenerla.

Analizando los signos de los parámetros podemos ver que estos coinciden con los signos que esperábamos, excepto en los casos de las variables G.ATENCI y G.MEDICI, que tienen el signo invertido. Una posible explicación para este resultado es que las variables que hemos trabajado no reflejen exactamente lo que dice la teoría. Otra es que el algoritmo del método Forward LR falle al eliminar a la varia-

¹⁷ Para la variable DOLENCIA se tomó como base a la categoría «malestar»; en el caso de QUINTIL, se tomó como base al quintil 1 (más pobre); y para DOMINIO se tomó como base a Lima Metropolitana.

Tabla 2
Regresión logística de la variable AUTOMEDICACIÓN 1 contra las
variables exógenas

-2 Log Likelihood 4133,581
 Cox & Snell - R² 0,229
 Nagelkerke - R² 0,354

Variable	B ¹	S.E. ²	Wald ³	Sig. ⁴
D.LENGUA	0,4268	0,1155	13,6652	0,0002
DENFERMO	-0,0210	0,006	12,3932	0,0004
INTERNAR	-10,1393	46,8436	0,0469	0,8286
G.ATENCI	-5,9577	4,3375	1,8866	0,1696
G.MEDICI	0,0177	0,0022	63,4885	0,0000
DEMORA	-0,0416	0,0044	91,2807	0,0000
D.SEGURO	-0,6573	0,0909	52,2399	0,0000
DOLENCIA			20,4114	0,0000
DOLENCIA(ENFERMO)	-0,3922	0,0932	17,7085	0,0000
DOLENCIA(ACCIDENT)	-0,8391	0,4549	3,4021	0,0651
QUINTIL			13,9983	0,0073
QUINTIL(2)	0,3613	0,1127	10,275	0,0013
QUINTIL(3)	0,2014	0,1185	2,8848	0,0894
QUINTIL(4)	0,2116	0,1167	3,2853	0,0699
QUINTIL(5)	-0,0083	0,1294	0,0041	0,9490
DOMINIO			46,7112	0,0000
COSTA URBANA	0,0048	0,1491	0,001	0,9743
COSTA RURAL	-0,3074	0,1556	3,9053	0,0481
SIERRA URBANA	-0,4593	0,1542	8,8778	0,0029
SIERRA RURAL	-0,7136	0,1587	20,227	0,0000
SELVA URBANA	0,1796	0,1222	2,1612	0,1415
SELVA RURAL	-0,1647	0,1304	1,5946	0,2067
Constant	-0,6288	0,1559	16,2706	0,0001

¹ Coeficiente de la variable

² Desviación estándar del parámetro estimado

³ Test de Wald, prueba la hipótesis que el verdadero parámetro es cero

⁴ Nivel de significancia de la hipótesis

Fuente: ENNIV 2000

Elaboración: propia

ble G.ATENCI y INTERNAR, que no serían significativas con el test de Wald.

Para las demás variables, los resultados son los esperados. En el caso de la variable QUINTIL, nótese que el porcentaje de automedicación aumenta conforme se incrementan los ingresos y recién decae para ingresos muy altos.¹⁸

La Tabla 3 muestra la efectividad del modelo para clasificar correctamente a los individuos según al grupo que pertenecen. Nuestra muestra sobre automedicación está «desbalanceada», pues la variable AUTOMED1 presenta 78,5% de valores 0 y 21,5% de valores 1 (sin ponderar). Por ello, no se tomó el número 0,5 como valor de corte como es usual sino uno menor, 0.2. Este corresponde a la proporción de automedicación respecto al total de la muestra. Como se observa en la tabla, el porcentaje de efectividad es de 66,1%. En el caso de la fila «no automedicación», el 58,91% de los casos que corresponden a esta categoría fueron clasificados correctamente; mientras tanto el 92,36% de los casos observados como «automedicación» fueron clasificados correctamente como tales por el modelo.

Tabla 3
Poder predictivo del modelo con automedicación 1
(porcentaje de observaciones correctamente predichas)

		Predicho No automedicación	Automedicación	% correcto
Observado	No automedicación	2450	1709	58,91%
	Automedicación	87	1051	92,36%
			General	66,09%

Fuente: ENNIV 2000
Elaboración: propia

¹⁸ Puede pensarse en una especie de curva de Engel de la automedicación, que tendría pendiente positiva para un rango de ingresos bajos y pendiente negativa para el rango de ingresos altos.

Ahora veamos los resultados para la estimación con la segunda definición de automedicación, los mismos que se presentan en la Tabla 4. Nótese que las variables que resultaron significativas son las mismas que las de la Tabla 2. En cuanto a los signos de los parámetros, estos coinciden con los de la regresión anterior, excepto por el signo de la *dummy* del quintil 5 (más rico) que ya no es negativo sino positivo. Este resultado significa que cuanto más alto es el ingreso de la persona mayor es la probabilidad de que se medique por cuenta propia.¹⁹

Respecto a los demás signos, la interpretación es la misma que en la Tabla 2. Por otro lado, los indicadores de bondad de ajuste muestran también resultados similares.

¹⁹ La curva de Engel mencionada en la nota anterior solo tendría pendiente positiva.

Tabla 4
Regresión logística de la variable AUTOMEDICACIÓN 2 contra las
variables exógenas

-2 Log Likelihood	5059,656
Goodness of Fit	884 448,879
Cox & Snell – R ²	0,214
Nagelkerke – R ²	0,307

Variable	B ¹	S.E. ²	Wald ³	Sig ⁴
D.LENGUA	0,6360	0,1010	39,6853	0,0000
DENFERMO	-0,0170	0,0052	10,6804	0,0011
INTERNAR	-4,8180	2,7572	3,0535	0,0806
G.ATENCI	-0,0543	0,0073	55,8351	0,0000
G.MEDICI	0,0108	0,0014	57,8546	0,0000
DEMORA	-0,0548	0,0038	203,9543	0,0000
D.SEGURO	-0,6726	0,0814	68,3102	0,0000
DOLENCIA			15,0816	0,0005
DOLENCIA(ENFERMO)	-0,2833	0,0807	12,3173	0,0004
DOLENCIA(ACCIDENT)	-0,6176	0,3264	3,5801	0,0585
QUINTIL			12,9983	0,0113
QUINTIL(2)	0,3453	0,1027	11,3032	0,0008
QUINTIL(3)	0,2071	0,1065	3,7839	0,0517
QUINTIL(4)	0,2094	0,1056	3,9361	0,0473
QUINTIL(5)	0,0784	0,1142	0,4711	0,4925
DOMINIO			86,5886	0,0000
COSTA URBANA	-0,1646	0,1321	1,5527	0,2127
COSTA RURAL	-0,5896	0,1407	17,5603	0,0000
SIERRA URBANA	-0,3712	0,1318	7,9293	0,0049
SIERRA RURAL	-1,0538	0,1410	55,8392	0,0000
SELVA URBANA	0,0590	0,1108	0,2842	0,5940

¹ Coeficiente de la variable

² Desviación estándar del parámetro estimado

³ Test de Wald, prueba la hipótesis que el verdadero parámetro es cero

⁴ Nivel de significancia de la hipótesis

Fuente: ENNIV 2000

Elaboración: propia

Finalmente, en cuanto a la efectividad del modelo se observa, en la Tabla 5, que los resultados son similares al caso anterior. El porcentaje general de predicción correcta llega a 67,17%, ligeramente más alto que el anterior. En este caso, se utilizó como umbral el valor 0,26, que corresponde a la proporción de automedicados con esta variable.

Tabla 5
Poder predictivo del modelo con AUTOMEDICACIÓN 2
(porcentaje de observaciones correctamente predichas)

		Predicho		% correcto
		No automedicación	Automedicación	
Observado	No automedicación	2235	1549	59,06%
	Automedicación	190	1323	87,44%
			General	67,17%

Fuente: ENNIV 2000
Elaboración propia

Las observaciones de automedicación fueron predichas por el modelo en un 87,44%. No obstante, los casos de no automedicación fueron predichos en forma correcta solo en un 59%.

Comparando los resultados con aquellos trabajos similares para Perú y otros países, algunas coincidencias y diferencias son dignas de resaltar. En primer lugar, al igual que en Lopez y Kroeger (1990), las variables «edad» y «sexo» no son fundamentales en la decisión de las personas por alguna alternativa de salud. Asimismo, la gravedad de la enfermedad tiene un efecto negativo en la probabilidad de automedicarse, resultado que coincide con dichos autores.

En cuanto a la incidencia de la automedicación y el quintil de ingreso, a diferencia de Mestanza (1991), el fenómeno de automedicación es cada vez mayor conforme se incrementa el ingreso de las personas, excepto para los individuos de ingresos muy altos. Mestanza, al igual que nosotros, tampoco encontró diferencias de automedicación respecto al sexo de la persona pero sí respecto al grado de instrucción.

Respecto al efecto de la variable «lengua» sobre la automedicación, a diferencia del estudio de li en el que se encuentra que los nativos de habla aymara son propensos al autotratamiento, en nuestro estudio se obtiene todo lo contrario: las personas cuyo idioma es el castellano son más propensas a la automedicación que aquellas que hablan un idioma distinto.

4.4. Prueba de hipótesis de heteroscedasticidad

En cada una de las regresiones se realizó un test de heteroscedasticidad basado en el siguiente patrón (véase Greene 2000: 829):

$$y^* = \mathbf{x} \beta + \varepsilon,$$

$$\text{Var}[\varepsilon] = \exp(\gamma' \mathbf{z}),$$

donde y^* es la variable endógena no observable (véase sección 3), \mathbf{x} es el vector de variables exógenas, ε es el vector de términos de perturbación, \mathbf{z} es la matriz de variables que posiblemente causan heteroscedasticidad (no necesariamente diferente a \mathbf{x}) y γ es un vector de parámetros desconocidos. La hipótesis nula es $\gamma = 0$, supuesto que significa que dicho vector \mathbf{z} no genera heteroscedasticidad.

Debido a la complejidad de la función de verosimilitud y la dificultad para estimar todos los parámetros, el test apropiado en este caso es el de los Multiplicadores de Lagrange (*Lagrange Multipliers* o *LM*), que utiliza los parámetros estimados del modelo restringido (es decir, bajo la hipótesis nula de $\gamma = 0$).

Sin embargo, pese a esta ventaja, en términos computacionales es aún difícil de estimar.²⁰ Por ello, solamente se realizó un test de hipótesis de heteroscedasticidad para cada una de las regresiones. En ambos casos (en las regresiones de AUTOMEDICACIÓN 1 y AUTOMEDICACIÓN 2), se probó si las variables QUINTIL y DOMINIO generaban heteroscedasticidad. Los resultados para ambas regresiones pueden observarse en la Tabla 6.

²⁰ En el Apéndice se presenta el test.

Tabla 6
Test LM de heteroscedasticidad

Regresión con:	Valor de LM	Chi-Cuadrado con 10 grados de libertad al 95%	Resultado del Test ($H_0: = 0$)
AUTOMEDICACIÓN 1	8,80	18,31	No se rechaza la hipótesis nula
AUTOMEDICACIÓN 2	15,96	18,31	No se rechaza la hipótesis nula

Fuente: ENNIV 2000

Elaboración: propia

En ambos casos no se puede rechazar la hipótesis nula, por lo que no existe evidencia de que las variables QUINTIL y DOMINIO puedan generar heteroscedasticidad.

5. CONCLUSIONES E IMPLICACIONES DE POLÍTICA

Tomando como conocidos los efectos negativos de la automedicación no asistida, el presente trabajo investiga las principales causas de la automedicación en el Perú bajo dos definiciones distintas.

En ambos casos, los resultados fueron similares y se encontró que las características de los individuos influyen fuertemente en la decisión de automedicación. Entre ellas destacan la lengua del jefe del hogar, la gravedad de la enfermedad, el nivel de ingreso de la familia, la tenencia o no de un seguro y el dominio geográfico. Sorprendentemente, y en contra de lo que sospechábamos teóricamente, el nivel educativo del jefe del hogar no influye en la decisión de automedicación. De la misma forma, el sexo del individuo tampoco resultó dentro de los determinantes de la automedicación.

Del mismo modo, algunas características del centro de atención también influyen sobre la decisión de automedicación. Estas son las

siguientes: la demora en recibir atención, el gasto de las atenciones y el gasto en medicamentos.

Dados estos resultados, y con el fin de reducir los actuales niveles de automedicación de las familias peruanas, este estudio propone algunas recomendaciones de política. Una de ellas es la necesidad de incrementar los niveles de aseguramiento de las personas, pues la automedicación es menor para las personas que cuentan con algún tipo de seguro. Otra implicación de política tiene que ver con la reducción de los tiempos de espera en los establecimientos formales o institucionales (hospitales, clínicas, postas, etc.), posibilidad que significaría una mejora en la eficiencia de la atención.

Finalmente, una limitación de este estudio es la ausencia de distinción entre la automedicación realmente nociva y aquella que no lo es. En el primer caso, se incluye a aquella realizada con ciertos medicamentos que necesariamente requieren de orientación profesional, como los antiinflamatorios, los antibióticos o antialérgicos; mientras que, en el segundo, podríamos incluir a algunos antigripales o los analgésicos. Lamentablemente, la encuesta ENNIV no hace este tipo de distinciones, por lo que una investigación con ese nivel de detalle requeriría una encuesta específica.

Referencias bibliográficas

- Ángeles, Petra, María Luisa Medina y Juan Francisco Molina
1992 «Automedicación en población urbana de Cuernavaca, Morelos». *Salud Pública de México*, vol. 34, n.º 5, septiembre-octubre <<http://www.insp.mx/salud/34/345-10s.html>>
- Bartolomé, CH. A. M. y Stephen Vosti
1995 «Choosing between public and private health care: A case study of malaria treatment in Brazil» *Journal of Health Economics* 14, pp. 191-205.
- Cauley, Stephen Day
1987 «The time price of medical care». *The Review of Economics and Statistics*, vol. LXIX, n.º 1, febrero, pp. 59-66.

Cortez, Rafael

1996 «Pautas para la estimación de la demanda de servicios de salud infantil en el Perú: análisis teórico y empírico». En Gilberto Moncada y Richard Webb (eds.). *¿Cómo estamos? Análisis de la Encuesta de Niveles de Vida*. Lima: Instituto Cuanto – UNICEF.

Feldstein, Martin S.

1973 «The welfare loss of excess health insurance». *Journal of Political Economy* 81, pp. 251-280.

Gertler, Paul; Luis Locay y Warren Sanderson

1987 «Are user fees regressive? The welfare implications of health care financing proposals in Peru». *Journal of Econometrics* 36, pp. 67-88.

Gertler, Paul y Luis Locay

1986 «Demanda de servicios de salud en el Perú». Informe técnico n.º 2, Proyecto ANNSA – PERU. Lima: MINSA.

Greene, William

2000 *Econometric Analysis*. 4ª ed. Nueva York: Macmillan.

Ii, Masako

1996 «The demand for medical care. Evidence from urban areas in Bolivia». LSMS Working Paper n.º 123. Washington: The World Bank.

Liao, T. F.

1994 «Interpreting probability models: Logit, Probit, and other Generalized Linear Models». Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-101. Thousand Oaks, CA: Sage.

López, Roberto y Axel Kroeger (comps.)

1990 *Morbilidad y medicamentos en Perú y Bolivia: un estudio sobre morbilidad, uso de servicios de salud y consumo de medicamentos con una intervención educativa*. Lima: UPCH.

Mestanza, Francisco

1991 «Estudio del Consumo de medicamentos y automedicación en dos farmacias de estratos socioeconómicos alto y bajo en Lima». Tesis (Br). Lima: UPCH.

Ministerio de Salud

1997 *Análisis de la demanda por servicios de salud: Perú 1995*. Lima: CIUP, MINSA, USAID.

MINSA-SEPS-OPS

1999 *Equidad en la Atención de la Salud: Perú 1997*. Lima: Superintendencia de Entidades Prestadoras de Salud.

Musgrove, Philip

1985 «Reflexiones sobre la demanda por salud en América Latina» *Cuadernos de Economía* Año 22, n.º 66, agosto. Santiago de Chile.

Núñez Muñoz, Rosario Marcela

1984 «Medicina popular y autotratamiento en tres grupos socioeconómicos de Lima» Tesis (BR). Lima: UPCH.

Organización Mundial de la Salud (WHO) OMS

1998 «The role of the pharmacists in self-care and in self medication». Report of the 4th WHO Consultative Group on the Role of the Pharmacists, The Hague, The Netherlands, 26-28 August 1998. Geneva: World Health Organization; 1998.

<<http://www.who.int/medicines/library/dap/who-dap-98-13/who-dap-98-13.doc>>

[Reporte del cuarto Grupo Consultor de la OMS sobre el Rol de los farmacéuticos. La Haya, Holanda, 26-28 Agosto de 1998. Ginebra. Organización Mundial de la Salud, 1998.

<<http://www.who.int/medicines/library/dap/who/dap/98-13.doc>>]

Petrera, Margarita y Luis Cordero

1999 «El aseguramiento público en salud y la elección del proveedor». En Richard Webb y Moisés Ventocilla (eds.). *Pobreza y economía social. Análisis de una encuesta (ENNIV 97)*. Lima: Instituto Cuánto.

Phelps, Charles E. y Joseph P. Newhouse

1974 «Coinsurance, the price of time, and the demand for medical services». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 66, n.º 3.

Revista Consumer

2002 «Automedicación Responsable: el paciente, protagonista en el cuidado de su salud». *Consumer* n.º 51, enero, pp. 20-21.

Rondinel Cornejo, Eduardo Aldo

1975 «Características del consumo de medicamentos en Lima y Yauri (Cuzco): estudio transversal por muestreo de estratos sociales seleccionados de la población general». Tesis (BR). Lima: UPCH.

Rosett, Richard N. y Lien-fu Huang

1973 «The effect of health insurance on the demand for medical care». *Journal of Political Economy* 81, pp. 281-305.

Stipicic, Mónica

2001 Suplemento Mujer, *La Tercera*, Chile, 3 de enero.

APÉNDICE

Test de Lagrange Multiplier

El modelo econométrico incluyendo heterocedasticidad es:

$$Y^* = \beta'X + \varepsilon$$

$$V(\varepsilon) = (\varepsilon\gamma'Z),$$

donde Y^* es la variable endógena no observable, x es el vector de variables exógenas, ε es el vector de términos de perturbación, z es la matriz de variables que posiblemente causan heteroscedasticidad (no necesariamente diferente a x) y γ es un vector de parámetros desconocidos.

El logaritmo de la función de verosimilitud para este modelo es:

$$1nL = \sum_{i=1}^n \left\{ Y_i 1nF \left(\frac{\beta'x_i}{\exp(\gamma'z_i)} \right) + (1 - Y_i) 1n \left[1 - F \left(\frac{\beta'x_i}{\exp(\gamma'z_i)} \right) \right] \right\},$$

donde Y_i es la variable *dummy*, n es el número de observaciones. Además, se cumple para el modelo Logit que la densidad es $f_j = F_j (1 - F_j)$,

donde $F_i = \frac{e^{\beta'x_i}}{1+e^{\beta'x_i}}$ es la distribución acumulada.

Bajo la hipótesis nula de $\gamma = 0$ y dado $\beta = \hat{\beta}$ (modelo restringido) se obtienen las condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial 1nL}{\partial \beta_0} = \sum_{i=1}^n (Y_i - F_i) = 0 \quad (\text{derivada con respecto a la constante})$$

$$\frac{\partial 1nL}{\partial \beta_j} = \sum_{i=1}^n (Y_i - F_i) X_{ji} = 0 \quad (\text{para } j = 2, 3, \dots, k)$$

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \gamma_m} = \sum_{i=1}^n (Y_i - F_i) \cdot Z_{mi} \cdot (-\hat{\beta}' X_i) \neq 0 \quad (\text{para } m = 1, 2, 3, \dots, M)$$

donde k es el número de regresores y M el número de variables que podrían causar heterocedasticidad.

Luego se construye el test LM

$$LM = \begin{bmatrix} \frac{\partial \ln L}{\partial \beta_0} & \frac{\partial \ln L}{\partial \beta_j} & \frac{\partial \ln L}{\partial \gamma_j} \end{bmatrix}_{1 \times (k+M)} \left[I(\hat{\theta})^{-1} \right]_{(k+M) \times (k+M)} \begin{bmatrix} \frac{\partial \ln L}{\partial \beta_0} \\ \frac{\partial \ln L}{\partial \beta_j} \\ \frac{\partial \ln L}{\partial \gamma_j} \end{bmatrix}_{(k+M) \times 1} \quad (*)$$

donde:

$$\left[I(\hat{\theta})^{-1} \right]^{-1} = \left\{ -E \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \theta \partial \theta'} \right] \right\}^{-1}$$

Los elementos de la matriz $[-I(\theta)]^{-1}$ son las segundas derivadas de la función objetivo, presentadas aquí con el signo negativo adelante.

$$-\frac{\partial^2 1nL}{\partial \beta_0^2} = \sum_{i=1}^n F_i \cdot (1 - F_i)$$

$$-\frac{\partial^2 1nL}{\partial \beta_0 \partial \beta_j} = \sum_{i=1}^n F_i \cdot (1 - F_i) \cdot X_{ji} = -\frac{\partial^2 1nL}{\partial \beta_j \partial \beta_0}$$

$$-\frac{\partial^2 1nL}{\partial \beta_0 \partial \gamma_m} = \sum_{i=1}^n -F_i \cdot (1 - F_i) \hat{\beta} \cdot X_i Z_{mi} = -\frac{\partial^2 1nL}{\partial \gamma_m \partial \beta_0}$$

$$-\frac{\partial^2 1nL}{\partial \beta_j \partial \beta_j} = \sum_{i=1}^n F_i \cdot (1 - F_i) X_{ji}^2$$

$$-\frac{\partial^2 1nL}{\partial \beta_0 \partial \beta_j'} = \sum_{i=1}^n F_i \cdot (1 - F_i) \cdot X_{ji} X_{ji}' = -\frac{\partial^2 1nL}{\partial \beta_j' \partial \beta_j}$$

$$-\frac{\partial^2 1nL}{\partial \beta_j \partial \gamma_m} = \sum_{i=1}^n -F_i \cdot (1 - F_i) \cdot (\hat{\beta}' X_i) Z_{mi} X_{ji} = -\frac{\partial^2 1nL}{\partial \gamma_m \partial \beta_j}$$

$$-\frac{\partial^2 1nL}{\partial \gamma_m \partial \gamma_m} = \sum_{i=1}^n F_i \cdot (1 - F_i) (\hat{\beta}' X_i)^2 (Z_{mi})^2 = -\frac{\partial^2 1nL}{\partial \gamma_m \partial \gamma_m}$$

$$-\frac{\partial^2 1nL}{\partial \gamma_m \partial \gamma_m'} = \sum_{i=1}^n F_i \cdot (1 - F_i) (\hat{\beta}' X_i)^2 (Z_{mi}) (Z_{mi})' = -\frac{\partial^2 1nL}{\partial \gamma_m' \partial \gamma_m}$$

Tanto las primeras como las segundas derivadas son evaluadas en el vector de parámetros $\beta = \hat{\beta}$ y $\gamma = 0$. El estadístico LM se calcula según la ecuación (\clubsuit).