EL MODELO RANDOM PARAMETER LOGIT PARA ESTIMAR LA ELECCIÓN DE PROVEEDOR DE SERVICIOS DE SALUD EN BOLIVIA

JOSÉ ANTONIO CANAVIRI, MSC.[Υ]
OKLAHOMA STATE UNIVERSITY

RESUMEN

En este artículo se estima la Elección de Proveedor de Servicios de Salud en Bolivia a través de un modelo Random Parameter Logit (RPL) usando la base de datos MECOVI durante el período 1999 y 2000. Según nuestro conocimiento esta es la primera vez que un modelo RPL es usado para modelar la elección de Proveedor de Servicios de Salud para Bolivia. Los resultados demuestran que los precios y el ingreso son determinantes de la decisión de Proveedor de Servicios de Salud. Incrementar los precios de Proveedores del Gobierno vigentes, provoca un cambio en la demanda de proveedores de salud gubernamentales a privados. Adicionalmente, las mujeres que tuvieron un hijo durante los 12 meses anteriores a la encuesta son mucho más sensitivas que niñ@s y adultos a cambios en precios e ingreso. La percepción de calidad es significativa solamente para los Proveedores Privados de Servicios de Salud excepto para el grupo de niñ@s. Finalmente, los individuos (en general) prefieren Proveedores de Salud Privados en lugar de Gubernamentales y Tratamiento Personal o Automedicación cuando se encuentran enfermos o adolecen de alguna enfermedad.

Códigos JEL: C01 C15 I38
Tipo de Documento: Documento de Trabajo
Forma de Participación: Presentación de Documento
Palabras Clave: Random Parameter Logit, Proveedores de Salud Privados y Gubernamentales, Calidad, Precios e Ingreso.

[Υ] *José A. Canaviri es MsC. en Economía de Oklahoma State University y Senior Monitoring Assistant en UNICEF Bolivia.*

C. PUERTO RICO 778 • LA PAZ - BOLIVIA • CASILLA POSTAL: 8155
TELÉFONO CELULAR: 591 706 28111 • EMAIL: ACANAVIRI@UNICEF.ORG

I. INTRODUCCIÓN

Existe la creencia de algunas personas basada en la existencia de una brecha entre Economía de la Salud – en particular, cuidado de la salud – y técnicas econométricas [18]. Sin embargo, la estimación de la demanda del cuidado de la salud ha evolucionado de manera significativa desde los comienzos de 1960, cuando los primeros economistas se interesaron en estimar la demanda por servicios de salud [30]

Un estudio específico acerca del cuidado de la salud se convirtió interesante últimamente: La elección de Proveedor de Salud. El comportamiento de la elección puede ser caracterizado por un proceso de decisión, el cual esta formado por percepciones y creencias basadas en información disponible, y es influenciado por actitudes, afecciones, motivos y preferencias; sin embargo, nunca podemos medir todos los aspectos de las decisiones complejas del consumidor, por lo tanto nunca estaremos seguros que aparenta ser un comportamiento irracional respecto a elecciones [4].

Estimar la elección de Proveedor de Salud usando diferentes metodologías ha sido usado anteriormente, incluyendo modelos Poisson [31], Tobit y Multinomial Logit [1], [5], Multinomal Probit [2], [5], Independent Multinomial Probit [5], Nested Multinomial Logit [9] [23], Conditional Logit o Heterogeneous Logit [16], Bayesian y Parametric [28], y Mixed Logit [6]. Adicionalmente, algunos otros artículos combinan aspectos monetarios y no monetarios relacionados a la elección de Proveedores de Salud [13], [27], [29]. Sin embargo, solamente uno [27] fue relacionado a Bolivia.

Bolivia, con su población mayormente indígena posee un sistema de salud el cual ignora culturas tradicionales, en un país donde mas del 60% de la población está constituida por personas indígenas [8]. Existen más de 30 diferentes identidades culturales en Bolivia. Las principales son: Aymara, Quechua y Guaraní, con su propio conocimiento, tradiciones y costumbres. Más aún, los indicadores sociales que presenta Bolivia demuestran inigualdades socioeconómicas severas en el país donde las condiciones de la población que reside en áreas rurales, relativas a aquellas que residen en el área urbana han empeorado en los últimos 15 años [26].

En este sentido, es importante desarrollar mayor investigación académica relacionada a la demanda de salud en Bolivia, con el propósito de mejorar la Política Pública existente. En particular, se desea responder a las siguientes interrogantes: ¿Cuáles son los determinantes de la elección de Proveedores de Salud en Bolivia durante los años 1999 y 2000?, ¿Son los individuos sensibles a cambios en los precios recaudados por

los servicios de salud?, ¿Es importante la percepción de "calidad" para los proveedores de salud gubernamentales?, ¿Cuál proveedor de salud es preferido por los individuos cuando se encuentran enfermos?

En este artículo se emplea un modelo Random Parameter Logit durante el período 1999 y 2000 usando la encuesta llevada a cabo por el Instituto Nacional de Estadística (INE); específicamente se emplea los datos de la MECOVI (Encuesta Continua de Hogares)

El artículo esta compuesto como sigue: la segunda sección expone el modelo, la tercera describe el marco institucional y la descripción de los datos, la cuarta describe los resultados empíricos y la última las conclusiones.

II. EL MODELO

Una versión de la demanda por servicios de salud en Perú, fue inicialmente propuesta por Gertler et al [13]. Un modelo similar fue usado en Kenya por Mwabu et al [30]. Posteriormente, otros dos modelos empleados por Akin expusieron un sistema de ecuaciones de demanda [1] y un sistema de ecuaciones simultáneas [2] respectivamente. Dor, Gertler y Van der Gaag [9] usaron un modelo reducido de utilidad utilizando calidad. Sin embargo, ninguno de los anteriores usaron un modelo Random Parameter Logit (RPL) excepto Borah [6] en un estudio de elección de proveedor de servicios de salud en el área rural de India.

Para poder estimar el modelo RPL, debemos proponer un escenario del modelo económico. El modelo usa funciones de utilidad directa e indirecta para aquellos individuos que se encuentran enfermos y tienen que elegir entre proveedores de servicios de salud. En esencia, los individuos se enfrentan con una decisión de carácter discreto – cada elección posee un impacto potencial diferente (eficacia) en la salud de los individuos [13] –, por lo tanto la decisión debe ser realizada entre las varias alternativas incluido el tratamiento personal o automedicación.

El beneficio de elegir y por ende realizar un consumo efectivo de cuidado médico responde a una mejora en la salud, y el costo del cuidado médico implica una reducción en el consumo de otros bienes. Por lo tanto, el paciente deberá escoger la alternativa de cuidado médico que responda al máximo de utilidad esperada.[1] Definimos la función de utilidad como:

[1] Sin embargo, en algunas ocasiones los profesionales de salud limitan las opciones posibles que los pacientes pueden realizar, mediante los tratamientos que ofrecen en los hospitales, en consultorios privados, consultas particulares y otro tipo de consultas [20].

(1) $U_{ij} = U(C_{ij}, H_{ij})$

Existen *i* individuos que enfrentan *j* alternativas, donde $j \in n, n = \{1,2,...,N\}$, U_{ij} es la utilidad directa condicional esperada por el individuo *i* del proveedor *j*, C_{ij} es el nivel de consumo del individuo otro que no sea los gastos médicos y H_{ij} es el nivel esperado de mejora en la salud después de recibir un tratamiento dada la elección de proveedor de servicios de salud. Podemos asumir que la función de utilidad es estable en el tiempo y no varía con nueva información. Los usuales supuestos acerca de la función de utilidad son válidos: $U_C > 0, U_{CC} < 0$ y $U_H > 0, U_{HH} < 0$

La demanda del cuidado de salud depende de características observadas y no observadas del individuo y del proveedor. Las características observadas del individuo – las cuales pueden influir en su decisión final – pueden ser el sexo, edad, educación, ingreso, etc.; las no observadas pueden ser la percepción de la calidad y servicio del proveedor, preferencia por algunos procedimientos médicos o simplemente preferencia por ser tratado de cierta manera. Los atributos observados del proveedor pueden ser los precios vigentes que recolecta, la calidad del servicio[2] - medidos como la disponibilidad de medicamentos y consultas relacionadas a cuidados post natales -, la distancia entre el centro de salud y la vivienda del individuo y los tiempos de espera para obtener consulta médica. Mientras los no observados pueden incluir la reputación del proveedor, el nivel de limpieza del centro médico, la experiencia médica del proveedor, etc. En este sentido, podemos definir:

(2) $C_{ij} = Y_i - p_{ij}$

(3) $\ell\eta\, h_{ij} = \theta_j + \varpi\ X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad donde\ H_{ij} = \ell\eta\, h_{ij}$

En la ecuación (2) el consumo de los individuos es una función del ingreso mensual Y_i y los gastos realizados con el propósito de obtener atención médica p_{ij} – tales como los pagos por servicios médicos por las visitas realizadas, medicamentos, costos de internación y otros gastos –. La relación del precio e ingreso es importante debido

[2] Existen diferentes maneras de medir calidad como: facilidades físicas, número de personal y nivel de supervisión, disponibilidad de medicamentos esenciales y equipamiento, provisión de servicios básicos de salud, infraestructura (electricidad y agua potable) y servicios médicos básicos tales como: disponibilidad de laboratorios y posibilidad de realizar vacunas a niñ@s además de proveer servicios prenatales y post natales, y finalmente el número de equipo de rayos X [24]. Sin embargo, debido a limitaciones de datos, se usara la disponibilidad de medicamentos esenciales y servicios post natales como Proxy de calidad. De esta manera, estaremos evitando las eternas críticas acerca de la falta de medidas de la variable calidad y su posterior incorporación en esta clase de estudios [2], [9], [16].

a que si el precio fuese independiente del ingreso, esto nos guiaría a un supuesto restrictivo [9].

En la ecuación (3) esta modelada de forma logarítmica-linear la valuación del consumidor (paciente) de algunas de los atributos no observables del proveedor θ_j, y algunos atributos observados X_{ij} del proveedor *j* – los cuales ingresan al modelo como interacciones con características individuales –; donde h_{ij} es el cuidado médico que el individuo *i* recibe de un proveedor *j* el cual es asumido positivo. Adicionalmente, el vector coeficiente ϖ posee componentes que son aleatorios o fijos. Un coeficiente aleatorio[3] representa preferencia aleatoria del individuo *i* por un atributo observado, digamos x_{ij} del proveedor *j* o interacción de algunas características individuales (ej. Edad, sexo, etc.) con el atributo del proveedor x_{ij}. Dado que establecimos la ecuación (3) de forma logarítmica-linear, esto garantiza valores no negativos para los coeficientes aleatorios; sin embargo las otras tres distribuciones (normal, triangular y uniforme) casi con seguridad garantizan algunos valores negativos [14]. Finalmente, las características no observadas del individuo están incorporados en ε_{ij}. De esta forma, todos los atributos observados y no observados se encuentran especificados. Una característica importante recae en el hecho de que el ingreso se encuentra interactuando con los precios en ecuación (2) con el fin de determinar si individuos con ingresos bajos son sensitivos a cambios en los precios. [2], [13]

En forma conjunta las ecuaciones (1), (2) y (3) especifican una estructura general del modelo de comportamiento con relación a elección (demanda) de proveedor de servicios de salud. Para implementar este modelo económico debemos escoger una forma funcional. Gertler y Van der Gaag [11] y Gertler et al [13] demostraron que la función de utilidad descrita en la ecuación (1) es linear en el estado de salud y cuadrática en consumo:

(4) $U_{ij} = \alpha_{i0} H_{ij} + \alpha_{i1} C_{ij} + \alpha_{i2} C_{ij}^2 + \xi_{ij}$

la cual esta asociada a una tasa marginal no constante de sustitución de salud por consumo. Si reemplazamos H_{ij} de la ecuación (3) en la ecuación (4) y normalizamos α_{i0}=1, entonces obtendremos nuestra función de utilidad indirecta:

(5) $U_{ij} = \theta_j + \beta_i X_{ij} + \nu_{ij}$

[3] Esto puede ser representado como heterogeneidad en preferencias aleatorias y puede ser descompuesto en componentes (aleatorios) observados y no observados.

donde $\boldsymbol{\beta}_i = (\varpi, \alpha_{i1}, \alpha_{i2})$, $\boldsymbol{X}_{ij} = (X_{ij}, C_{ij}, C_{ij}^2)$, $\nu_{ij} = (\varepsilon_{ij}, \xi_{ij})$ (componente estocástico) y θ_j se encuentra definido como antes. Por lo tanto, cualquier individuo conoce su $\boldsymbol{X}_{ij}$ y realiza una elección relacionada a visitar un proveedor de servicios de salud cuando se encuentra enfermo. No obstante, θ_j y $\boldsymbol{\beta}_i$ permanecen identificados y deberán ser estimados. Para propósitos de estimación, U_{ij} permanece latente y una función como y_{ij} adquiere los valores de 1 si el individuo procede a la elección de proveedor de servicios de salud y 0 otro caso. Entonces, la probabilidad de que un individuo *i* escoja la alternativa *j* esta dada por:

$$P(y_{ij} | \boldsymbol{\beta}_i, \boldsymbol{X}_i) = \prod_{j \in n} P_{ij}^{y_{ij}}$$

Debemos incluir la posibilidad de que la información relevante relacionada a realizar una elección que no es observada, pueda ser suficientemente significativa en realidad para inducir correlación entre las alternativas disponibles en cada situación de elección y a través de las alternativas [14]. En este contexto, el término estocástico ν_{ij} es descompuesto en dos componentes aditivos $\varepsilon_{ij}, \xi_{ij}$. Así, ξ_{ij} es un término aleatorio con media cero y cuya distribución a través de los individuos depende en general de atributos observados relacionados al proveedor *j* y el individuo *i*; y el término ε_{ij} es un término aleatorio con media cero que es i.i.d. a través las alternativas y no depende en los atributos observados. Podemos denotar la densidad de ξ_{ij} por $f(\xi_{ij} | \Psi)$ donde Ψ son los parámetros fijos de la distribución. Para un valor dado de ξ_{ij}, la probabilidad condicional de un individuo *i* de elegir la alternativa *j* es:

$$P(j | \xi_{ij}) = \frac{\exp(\theta_j + \boldsymbol{\beta}_i \boldsymbol{X}_{ij})}{\sum_{j-1}^{n} (\theta_j + \boldsymbol{\beta}_i \boldsymbol{X}_{ij})}$$

Dado que ξ_{ij} no esta dado, la probabilidad (incondicional) de elegir es la siguiente formula logit integrada sobre todos los valores de ξ_{ij} ponderada por la densidad de ξ_{ij}:

$$P_{ij} = \int_{\xi_i} P(j | \xi_{ij}) f(\xi_i | \Psi) dF_{\xi}$$

Este es el llamado modelo Random Parameter Logit.

Modelo Random Parameter Logit

Una preocupación común acerca de los modelos de elección discreta es la Independencia de las Alternativas Irrelevantes (IIA), la cual es el cociente de las probabilidades de escoger cualquiera de dos alternativas, las cuales deben ser independientes del atributo o de la disponibilidad de una tercera alternativa [15]. El modelo RPL, a través de la relajación de la propiedad IIA, nos permite especificarlo de tal manera que el conjunto de elecciones pueda estar correlacionado a través de cada individuo [14]. Lo mismo ocurre con el modelo Multinomial Probit (MP), el cual permite posibles correlaciones entre los términos de error [2], [10], [21]. Sin embargo, la distribución normal con el modelo MP puede no ser apropiada en todas las situaciones [6]. Asimismo, el mayor impedimento para un uso más frecuente y común del modelo MP radica en el hecho de que la estimación de las probabilidades de elección es complicada y consume demasiado tiempo [5].

Por otro lado, con el modelo Multinomial Logit el supuesto principal se basa en que la correlación entre cada par de errores en el modelo es cero, restringiendo de esta manera la correlación solamente para pares [2], [17]. Adicionalmente de acuerdo con Bolduc [5], puede ser inapropiado realizar formulaciones de política basados en este modelo, el cual es el más utilizado en la literatura.

El modelo RPL provee gran flexibilidad comparado con otros modelos de elección discreta, debido a que los componentes aleatorios de la función de utilidad pueden asumir cualquier distribución, por ende, esto permite mayor flexibilidad para modelar y estimar la heterogeneidad inobservada, la cual resulta de factores no observados tales como las preferencias y las actitudes, tiempos de espera, etc. [6]. De esta manera, el modelo RPL es considerado como uno de los modelos más prometedores con relación al arte de la elección discreta actualmente disponibles.

III. Entorno Institucional y Descripción de los Datos

Encuesta MECOVI

La Encuesta Continua de Hogares MECOVI es una investigación muestral que contempla hogares particulares. Fue realizada mediante un cuestionario multitemático, el cual permite el estudio de las condiciones de vivienda y sus diferentes componentes.

La Encuesta Continua de Hogares pertenece a la encuesta MECOVI y su propósito fundamental es la institucionalización y mejoramiento de las encuestas referidas a los hogares que miden las condiciones de vivienda. El cuestionario esta organizado por secciones y permite la investigación de características generales, educacionales, laborales, salud, gastos, ingreso y servicios básicos de vivienda.

Las unidades de análisis para este artículo son: 1) los hogares particulares considerados como unidades de consumo, y 2) los miembros de los hogares los cuales presentan características socioeconómicas particulares (trabajo, ingreso, etc.)

La encuesta contiene información acerca de hogares establecidos en ciudades capitales, áreas urbanas y rurales de Bolivia. Las ciudades capitales y el área metropolitana están compuestas por Sucre, La Paz, El Alto, Cochabamba, Oruro, Potosí, Tarija, Santa Cruz, Trinidad y Cobija.

El diseño muestral considerado en la encuesta contiene la selección de unidades primarias de muestro (UPM's) que corresponden a 130 hogares (Sector Censal). Adicionalmente, en el área dispersa las UPM's son comunidades con diferentes tamaños de vivienda que corresponden a 50 hogares aproximadamente. Finalmente, las unidades secundarias de muestro (USM's) son hogares particulares dentro de las UPM seleccionadas.

Sistema de Salud de Bolivia

En Bolivia el cuidado de la salud esta a cargo del Ministerio de Salud, el Fondo de Seguro Social y el Sector Privado. El Ministerio de Salud es responsable por el cuidado de la salud de la población en situación de pobreza y cubre solamente el 25% de la población total. El Fondo de Seguro Social atiende a trabajadores industriales, trabajadores civiles y un pequeño porcentaje del sector de servicios, el cual representa aproximadamente el 20% de la población. El sector Privado con fines de lucro provee servicios al 5% de la población, y el sector sin fines de lucro (ONG) al 10% de los residentes urbanos y 25% de la población rural. El 30% estimado de la

población no recibe atención médica. Algunas de estas personas realizan consultas con curanderos tradicionales conocidos como yatiris, jampiris, cullahuayas y naturistas [19]. Al mismo tiempo, considerando la población total de Bolivia, el número de camas en establecimientos médicos no es suficiente. Esto es debido a la limitada infraestructura y personal que poseen dichos centros de salud [7].

Finalmente, los gastos destinados a salud realizados por el gobierno no son considerables. Como resultado, el número de médicos profesionales capacitados no es suficiente. Adicionalmente, el gasto nacional per cápita en salud es muy bajo. Todos estos factores conducen a la ineficiencia y a una mala calidad de atención en la mayoría de los establecimientos médicos en Bolivia [7].

Descripción de los Datos

Para establecer el modelo de elección de proveedor de servicios de salud en Bolivia, debemos centrarnos solamente en pacientes que están considerados enfermos o presentaron alguna enfermedad durante el periodo que fue llevada a cabo la encuesta MECOVI. Asimismo, este artículo solamente toma en consideración pacientes que no fueron internados en algún centro de salud. Lo anterior es válido debido a la naturaleza de la información de la encuesta. Para propósitos de estimación, los datos corresponden al período 1999 y 2000. Ambas bases de datos fueron fusionadas y los individuos de 1999 que fueron entrevistados en el 2000 fueron eliminados. Por lo tanto, la muestra contiene individuos de 1999 y nueva muestra adicional del 2000. En este sentido, tres modelos RPL fueron diseñados: uno para niñ@s menores de 5 años, otro para adultos, y la última para mujeres que tuvieron algún hij@ doce meses antes de la encuesta. Las siguientes variables fueron utilizadas para estimar el modelo de la ecuación (5):

TABLA 1. DESCRIPCIÓN DE VARIABLES

Variable	Descripción
	Variables de Utilidad Latente
Gov_{ij} a), b), c), d)	= 1 si la fuente del tratamiento es un centro Gubernamental; = 0 otro caso.
$Priv_{ij}$ a), b), c), d)	= 1 si la fuente del tratamiento es un centro Privado; = 0 otro caso.
Per_{ij} a), b), c), d)	= 1 si la fuente del tratamiento es Tratamiento Personal; = 0 otro caso.
	Atributos Observados del Proveedor e Interacciones con Características Observadas del Individuo
$Calidad_j$ a), b) , c)	= 1 si los medicamentos esenciales y servicios post natales se encuentran disponibles en el centro *j*, = 0 otro caso.
P_j a), b), c), d)	Precio de la alternativa *j*
$Priv_j_Ing_i$ a), b), c)	Fuente del tratamiento *Privado* interactuando con *Ingreso*. $Gov_j_Ing_i$ y $Per_j_Ing_i$ son definidos similarmente
$Priv_j_Edad_i$ a), b), c)	Fuente del tratamiento *Privado* interactuando con *Edad*. $Gov_j_Ing_i$ y $Per_j_Ing_i$ son definidos similarmente
$P_j_Género_i$ a), b)	*Precio* de la alternativa *j* interactuando con *Género*.
$Cal_j_Ing_i$ a), b), c)	*Calidad* del centro de salud *j* interactuando con *Ingreso*.
	Características Observadas del Individuo
$Cond_i$ a), b), c)	= Si el individuo estuvo enfermo o se sintió enfermo durante la encuesta, = 0 otro caso.
$Educación_i$ a), b), c), e)	= 1 si el primer curso de primaria fue completado y si sabe leer y escribir, = 0 otro caso
$Género_i$ a), b), c)	= 1 si es varón; = 0 otro caso
$Edad_i$ a), b), c)	Expresado en años
$Area_i$ a), b), c), d)	= 1 si es viven en el área urbana; = 0 otro caso
$Ingreso_i$ a), b), c), e), f)	Ingreso mensual del hogar expresado en Bolivianos
$Cons_i$ a), b), c), e), g)	Consumo mensual del hogar expresado en Bolivianos
$Cons2_i$ a), b), c)	Consumo mensual del hogar al cuadrado expresado en Bolivianos
EDA_i a)	= 1 si el individuo tuvo diarrea; = 0 otro caso
IRA_i a)	= 1 si el individuo tuvo bronconeumonía o tuberculosis; = 0 otro caso

a) Usado para el modelo RPL de niñ@ menores de 5 años
b) Usado para el modelo RPL de adultos
c) Usado para el modelo RPL de mujeres que tuvieron un niñ@ antes de 12 meses antes de la encuesta
d) Usado para la imputación de precios
e) Usado como variable Proxy para l@s niñ@s de los padres de familia
f) Incluye la actividad principal laboral, actividad secundaria laboral, horas extras, bonos e ingreso no laboral
g) Incluye gastos en Educación y Consumo otros que no sean gastos médicos

A diferencia de otros estudios en este artículo se incorpora los medicamentos esenciales y servicios post natales como variable Proxy de calidad dentro de los atributos observados del proveedor.

Con el fin de estimar el modelo RPL, es necesario contar con todos los precios P_j de los proveedores de salud alternativos, los cuales no fueron escogidos por los individuos cuando se encontraban enfermos [6], [13], [23]. Los métodos para imputar los precios alternativos incluyen algoritmos que usan ecuaciones de precios para cada proveedor [6], precios hedónicos y correcciones por posibles sesgos [13], y corridas aleatorias con reemplazo [23].

El gasto estimado incurrido por una persona dada una específica enfermedad, dependerá no solamente en los precios estándar, sino que también por ejemplo en el tipo de tratamiento, la calidad del tratamiento, elementos de carácter idiosincrásico del individuo, y otros gastos no médicos realizados por el paciente [23].

Para estimar los precios, primeramente se agrupo a todos los individuos de acuerdo al tipo de tratamiento escogido, el tipo de enfermedad y tratamiento, la ciudad, el área (urbana o rural) y finalmente la UPM. De esta manera, aseguramos homogeneidad para estimar los precios alternativos. Dado que los grupos discriminados estaban conformados de forma similar, se comenzó a realizar la estimación de los precios de acuerdo a los Aranceles de Honorarios Médicos por cada departamento en Bolivia [25]. Este instrumento es usado por la mayoría de los doctores (públicos y privados) como una referencia en todos los centros de salud en Bolivia. En este libro, todos los precios están expresados como unidades arancelarias (no monetarias) cada una de ellas equivalentes a 10 bolivianos.

Las variables que interactúan fueron añadidas con el propósito de capturar la sensitividad de la variable *Género* con los precios, *Calidad* con *Ingreso* y el centro de salud con el *Ingreso* y *Edad* respectivamente. Las características observadas del individuo tales como Educación, Género, Edad, Ingreso, etc. aseguran la incorporación de los atributos observables del proveedor, interacciones con las características observadas del individuo X_{ij} en ecuación (5). Juntas X_{ij} con el nivel de consumo C_{ij}, C_{ij}^2 nos proporcionan el vector $\boldsymbol{X}_{ij} = (X_{ij}, C_{ij}, C_{ij}^2)$

La variable dependiente incluye varias alternativas para los individuos que reportaron estar enfermos: 1) Hospital Público, 2) Centro de Salud, 3) Puesto de Salud, 4) Caja Nacional de Salud, 5) Clínica/Hospital Privado, 6) Consultorio Privado, 7) Farmacia, y 8) Hogar (Tratamiento Personal). Así, las opciones 1) – 4) fueron clasificadas como Gov_{ij}, 5) – 7) como $Priv_{ij}$ y 8) como Per_{ij}.
Es importante mencionar que algunos estudios acerca de elección del proveedor de servicios de salud incluyen la distancia como un atributo observado del proveedor [2], [6], [30]; algunos otros consideran los tiempos de espera [9], y otros los tiempos de viaje al centro de salud [1], [13]; sin embargo, para este estudio no se incluyó esta variable. La razón se debe, primordialmente a que la variable no estaba inserta en la MECOVI, y en segundo lugar, a que la tipografía y la complejidad territorial de Bolivia que dificultan la medición de la distancia a un centro de salud.

Finalmente, para ambas variables consumo e ingreso se consideró valores mayores a cero con el propósito de evitar valores que escapan a la realidad.

TABLA 2. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

	NIÑ@S (n=980)				ADULTOS (n=1031)				MUJERES (n=120)			
	MEDIA	DESV EST	MIN	MAX	MEDIA	DESV EST	MIN	MAX	MEDIA	DESV EST	MIN	MAX
Gov	0.4	0.5	0.0	1.0	0.4	0.5	0.0	1.0	0.5	0.5	0.0	1.0
Priv	0.1	0.3	0.0	1.0	0.1	0.3	0.0	1.0	0.5	0.5	0.0	1.0
Per	0.4	0.5	0.0	1.0	0.3	0.5	0.0	1.0	0.0	0.1	0.0	1.0
P_Gov	12.3	42.8	0.0	600.0	71.8	386.6	0.0	7500.0	83.4	328.4	0.0	3000.0
P_Priv	7.0	44.8	0.0	800.0	41.9	325.7	0.0	7800.0	95.4	411.4	0.0	3100.0
P_Per	4.0	17.9	0.0	300.0	6.3	45.3	0.0	1300.0	0.3	4.1	0.0	60.0
Call_Gov	0.3	0.5	0.0	1.0	0.4	0.5	0.0	1.0	0.5	0.5	0.0	1.0
Call_Priv	0.1	0.3	0.0	1.0	0.1	0.3	0.0	1.0	0.5	0.5	0.0	1.0
Call_Per	0.3	0.4	0.0	1.0	0.3	0.5	0.0	1.0	0.0	0.1	0.0	1.0
Ing*Gov	421.1	1038.8	0.0	9570.0	214.0	999.6	0.0	32000.0	229.3	1743.7	0.0	32000.0
Ing*Priv	175.4	959.4	0.0	17823.3	131.7	854.8	0.0	20166.7	133.1	594.8	0.0	6416.7
Ing*Per	405.4	1272.1	0.0	15000.0	104.1	528.3	0.0	12250.0	8.7	161.8	0.0	3045.0
Edad*Gov	0.8	1.3	0.0	4.0	15.7	24.1	0.0	90.0	13.8	14.5	0.0	49.0
Edad*Priv	0.2	0.8	0.0	4.0	4.7	14.5	0.0	87.0	13.6	15.0	0.0	47.0
Edad*Per	0.9	1.4	0.0	4.0	12.5	21.3	0.0	90.0	0.4	3.8	0.0	41.0
P*Género_Gov	6.4	30.7	0.0	500.0	38.9	319.8	0.0	7500.0	-	-	-	-
P*Género_Priv	3.7	29.3	0.0	700.0	21.3	229.7	0.0	6000.0	-	-	-	-
P*Género_Per	2.6	16.8	0.0	300.0	3.1	28.2	0.0	850.0				
Cal*Ing_Gov	327.7	916.1	0.0	8741.3	214.0	999.6	0.0	32000.0	229.3	1743.7	0.0	32000.0
Cal*Ing_Priv	156.2	948.3	0.0	17823.3	131.7	854.8	0.0	20166.7	130.6	593.7	0.0	6416.7
Cal*Ing_Per	300.0	1145.7	0.0	15000.0	104.1	528.3	0.0	12250.0	8.7	161.8	0.0	3045.0
Educación	0.9	0.2	0.0	1.0	0.3	0.5	0.0	1.0	0.1	0.2	0.0	1.0
Género	0.5	0.5	0.0	1.0	0.5	0.5	0.0	1.0	-	-	-	-
Edad	2.0	1.4	0.0	4.0	38.5	21.5	6.0	98.0	27.8	7.2	14.0	49.0
Area	0.4	0.5	0.0	1.0	0.5	0.5	0.0	1.0	0.5	0.5	0.0	1.0
Ingreso	1132.5	1771.6	4.2	17823.3	948.6	1799.5	0.8	32000.0	1010.4	2919.7	5.0	32000.0
Cons	100.6	220.8	1.0	2826.7	86.0	145.7	1.0	1420.0	50.7	82.6	1.0	550.0
Cons2	36431.3	387977.3	0.0	7990044.4	16392.5	91424.0	0.0	2016400.0	4146.0	23906.2	0.0	302500.0
EDA	0.5	0.5	0.0	1.0	-	-	-	-	-	-	-	-
IRA	0.8	0.4	0.0	1.0	-	-	-	-	-	-	-	-

IV. RESULTADOS EMPÍRICOS

RESULTADOS DEL MODELO RPL

Para poder estimar el modelo se utilizó el algoritmo Broyden y el programa econométrico LIMDEP. Se modelo y estimó los tres modelos descritos en la anterior sección. Los modelos RPL fueron estimados usando Gov_{ij} y $Priv_{ij}$ comparados a Per_{ij}. De esta manera, los coeficientes estimados deben ser interpretados con relación a Per_{ij}. El número de simulaciones requeridas para asegurar un conjunto estable de parámetros varía enormemente; la forma más óptima de realizarlo es realizar la estimación sobre un rango de simulaciones [14]. En

nuestros modelos 500 simulaciones fueron usadas. Los resultados se describen en la Tabla 3.

TABLA 3. ESTIMACIONES DEL MODELO RANDOM PARAMETER LOGIT

	Niñ@s				Adultos				Mujeres			
	Gov		*Priv*		*Gov*		*Priv*		*Gov*		*Priv*	
CONS	0.00541	***	0.01122	***	0.00922	***	0.00990	***	0.01738	***	0.01944	***
	0.00005		0.00013		0.00007		0.00009		0.00055		0.00116	
CONS2	0.00000	***	-0.00001	***	-0.00001	***	-0.00001	***	-0.00002	***	-0.00003	***
	0.00000		0.00000		0.00000		0.00000		0.00000		0.00000	
GÉNERO	0.05425	***	0.04195	***	0.05065	***	0.09912	***	-		-	
	0.01159		0.01578		0.01272		0.01476		-		-	
EDAD	-0.02505	***	-0.00351		-0.00389	***	-0.00305	***	-0.00647	***	-0.00311	
	0.00427		0.00538		0.00043		0.00048		0.00362		0.00677	
EDUCACIÓN	0.22623	***	-0.01268		0.05828	***	-0.01067		0.03941		0.47935	**
	0.04330		0.06027		0.01666		0.02002		0.09912		0.18656	
CALIDAD	-0.02295		-0.11578	***	-0.09800	***	0.10006	***	0.10734		2.46818	*
	0.02456		0.03196		0.03731		0.03334		0.22564		1.37990	
EDA	0.04762	***	0.06378	***	-		-		-		-	
	0.01740		0.02214		-		-		-		-	
IRA	0.17585	***	-0.02380		-		-		-		-	
	0.01890		0.02487		-		-		-		-	
AREA	0.01570		0.11671	***	0.14574	***	0.02615		0.25236	**	0.70579	***
	0.03760		0.04396		0.04070		0.04111		0.11051		0.14365	
ING*_S¥	0.00000		0.00003	***	0.00001	***	0.00004	***	0.00009	***	0.00292	
	0.00000		0.00001		0.00000		0.00000		0.00003		0.00178	
EDAD*_S¥	0.03034	***	0.01898	**	0.00035		0.00001		-0.00689	***	-0.00230	
	0.00589		0.00907		0.00035		0.00042		0.00215		0.00358	
P*GÉNERO_S¥	-0.00033	*	-0.00017		-0.00007	***	-0.00005	***	-		-	
	0.00017		0.00015		0.00002		0.00001		-		-	
CAL*ING_S¥	0.00003	***	-0.00001	**	fixed		-0.00003	***	fixed		-0.00287	
	0.00000		0.00000		-		0.00000		-		0.00178	
N	576.00		404.00		592.00		439.00		65.00		55.00	
Log likelihood	-67988.03		-44649.00		-69352.00		-57135.00		-5393.00		-2590.00	
R-sqrd	0.19		0.28		0.32		0.33		0.38		0.35	
RsqAdj	0.17		0.25		0.30		0.31		0.30		0.02	

Notas: ¥ _S denota interacción con el proveedor de servicios de salud: Gov_{ij} *o* $Priv_{ij}$ dependiendo en la variable dependiente.
* Significancia al 10%
** Significancia al 5%
*** Significancia al 1%
Errores Standard en paréntesis

Mucha de la literatura relacionada a la elección de proveedor de servicios de salud ha sido restringida a una situación donde el conjunto de alternativas es fija a través de los individuos [23]. En este artículo, específicamente en la encuesta MECOVI el proceso generador puede variar a través de los individuos por área geográfica (ciudades, urbano-rural, UPM's y USM's), naturaleza de la enfermedad (EDA, IRA) y disponibilidad. Más aún, la identificación de un modelo de elección discreta requiere

variación a través de las alternativas disponibles. Aunque la variación a través de individuos (tales como variables demográficas) no es necesaria es deseable con el fin de incluirlas para obtener estimadores más precisos [13], [23].

El primer resultado interesante es que el Consumo es significativo para todos los grupos (niñ@s, adultos y mujeres) sugiriendo que el precio e ingreso son determinantes para la elección de proveedor de servicios de salud de acuerdo a la ecuación (2). Este resultado esta en concordancia con estudios empíricos previos [13], [6], [9], [23]. No obstante, el precio e ingreso no ingresan directamente en el modelo, por lo tanto elasticidades entre ambas variables deberán ser estimadas [13]. El consumo al cuadrado es también significativo y posee el signo esperado sugiriendo que la función de utilidad es cóncava en consumo, situación descrita en la sección II.

Individuos de mayor edad en todos los grupos prefieren tratamiento personal en lugar de proveedores de salud gubernamentales o privados, dado que el signo para la Edad es negativo y significativo para la regresión *Gov*. La misma situación sucede para los adultos en la regresión *Priv*.

Padres de familia con mayor nivel de educación prefieren proveedores gubernamentales cuando se encuentran enfermos en lugar de automedicarse.[4] Lo anterior es cierto debido a los beneficios para niñ@s menores a 5 años existentes en los centros gubernamentales, dado que la mayoría de los medicamentos, drogas, y precios son gratuitos debido al programa SUMI (Seguro Universal Materno Infantil). Esta ventaja se encuentra también explícita en enfermedades específicas para niñ@s tales como diarrea (EDA) o bronconeumonía – tuberculosis (IDA), donde los centros gubernamentales son preferidos en lugar de centros privados y/o automedicación (tratamiento personal). Por ende, la información referente al cuidado de la salud es de suma importancia, debido a que permite al individuo realizar mejores decisiones acerca del cuidado médico [22]. Sin embargo, para mujeres que tuvieron un hij@ antes de la encuesta, completaron la primaria y residen en el área urbana,[5] prefieren un proveedor privado en lugar de automedicación o tratamiento personal. Este hecho esta relacionado con la realidad actual del sistema de salud: l@s auxiliares médicos se encuentran concentrados en mayor proporción en el área rural en lugar de médicos y enfermeras. Por lo tanto, el sector de salud no posee un número suficiente de profesionales capacitados en el área rural, disminuyendo de esta manera la calidad de la atención médica [7].

---

[4] Información incluye la probabilidad de que un individuo elija cuidado médico. Más aún, individuos que no se encuentren bien informados tienden a subestimar la productividad emergente de los proveedores de salud a la hora de realizar un tratamiento o medicar alguna enfermedad [22].

[5] Argumentos diferentes sugieren una relación positiva entre los gastos en cuidados médicos y urbanización [12].

La percepción de calidad – medida a través de la disponibilidad de medicamentos y drogas esenciales para la medicación y servicios post natales – es significativa solamente para proveedores privados excepto para el grupo de niñ@s. Los individuos prefieren un proveedor privado en lugar de gubernamentales y automedicación cuando se encuentran enfermos. Este hecho puede deberse primordialmente a que no hubo un incremento sustancial en el número de Hospitales Generales desde 1999 al 2003; lo cual puede ser un indicador "a priori" de que el gasto incurrido en Inversión no ha sido realizado; consecuentemente, los servicios (incluidos medicamentos y drogas) no pueden ser incrementados con el fin de cubrir y atender a mayor número de individuos que buscan atención y cuidado médico [7].

Si el Ingreso ING*S_ fuera el único determinante a la hora de elegir a un proveedor de servicios de salud, padres de familia e individuos preferían un centro privado en lugar de uno gubernamental o automedicación. Lo anterior se encuentra relacionado con la calidad percibida del proveedor por parte de los pacientes interactuando con el Ingreso CAL*ING_S. Aunque, el signo negativo de la ultima interacción puede sugerir que el precio por atención médica recaudado es elevado.

Al final, la decisión de un individuo para optar por cuidado médico dependerá en las características individuales, tales como los días que permaneció enfermo más que los precios vigentes, costos de medicación, etc. [3].

POLÍTICA PÚBLICA Y SIMULACIONES EN MODELOS RPL

Puesto que es complicado comparar las magnitudes de los coeficientes directamente en los resultados derivados de las estimaciones de los modelos RPL, simulaciones basadas en algunos escenarios fueron realizadas [2].

a) Incremento en los precios de los proveedores gubernamentales en 10%
b) Incremento en el ingreso del hogar en 20%
c) Incremento en el consumo del hogar (no contemplan gastos médicos) en 10%

El procedimiento que se realizó consiste en tomar los valores actuales de las variables independientes para cada individuo y estimar la probabilidad de uso de Gov_{ij} y $Priv_{ij}$ manteniendo constante Per_{ij}. Estas probabilidades fueron posteriormente promediadas a la muestra para obtener los resultados presentados en la Tabla 4. Luego, se cambió las variables descritas en los puntos a), b) y c) manteniendo el resto constante. Se repitió el ejercicio con las demás alternativas de proveedores de servicios de salud.

TABLA 4. SIMULACIONES DE POLÍTICA PÚBLICA PARA MODELOS RPL

			Gov	*Priv*		*Gov*	*Priv*		*Gov*	*Priv*
NIÑ@S		*Actual Prob.*	0.4030	0.3786		0.4030	0.3786		0.4030	0.3786
		Nueva Prob.	0.3921	0.3985		0.3912	0.3988		0.3922	0.3985
		Δ *Absoluto*	-0.0109	0.0199		-0.0118	0.0202		-0.0108	0.0199
		Δ *% Relativo*	-2.70%	5.26%		-2.93%	5.34%		-2.68%	5.26%
ADULTOS	**a)**	*Actual Prob.*	0.3578	0.3418	**b)**	0.3578	0.3418	**c)**	0.3578	0.3418
		Nueva Prob.	0.3713	0.3847		0.3800	0.2930		0.3985	0.3414
		Δ *Absoluto*	0.0135	0.0429		0.0222	-0.0488		0.0407	-0.0004
		Δ *% Relativo*	3.77%	12.55%		6.20%	-14.28%		11.38%	-0.12%
MUJERES		*Actual Prob.*	0.3348	0.2245		0.3348	0.2245		0.3348	0.2245
		Nueva Prob.	0.2923	0.3221		0.2903	0.3173		0.2994	0.3224
		Δ *Absoluto*	-0.0425	0.0976		-0.0445	0.0928		-0.0354	0.0979
		Δ *% Relativo*	-12.69%	43.47%		-13.29%	41.34%		-10.57%	43.61%

Dado un incremento en los precios en centros de atención de salud gubernamentales las probabilidades pronosticadas de uso son reducidas para ambos grupos niñ@s y mujeres, excepto para adultos, resultado que es opuesto. La reducción es mucho más perceptible en mujeres (12.69%). Por lo tanto, la probabilidad de uso de proveedores privados incrementa para todos los grupos. El resultado más significativo es para las mujeres (43.47%). Es interesante que para el grupo de niñ@s, la probabilidad de uso se reduce dado que los precios actuales o vigentes son inexistentes. Por ende, mujeres y niñ@s parecen ser más sensitivos – mucho más en el caso de las mujeres – que el grupo de adultos a cambios en los precios de proveedores de servicios de salud gubernamentales.

Para el segundo escenario b) la probabilidad de uso para proveedores gubernamentales se incrementa solo para adultos (6.20%). Niñ@s y mujeres prefieren hacer uso de un proveedor privado dado un incremento en el ingreso del hogar en 20%. Estos resultados para las mujeres son similares a los encontrados en la sección previa. Las mujeres prefieren pagar mucho más, incrementando su probabilidad de uso (41.34%), con el fin de recibir una mejor atención médica – especialmente lo relacionado a servicios post natales – para sus hij@s. Por lo tanto, un incremento en el ingreso del hogar tendrá un efecto negativo para los proveedores gubernamentales sugiriendo dos aspectos: se deberán reducir los precios vigentes recaudados y/o deberá existir un mejoramiento en la calidad percibida por los pacientes o individuos.

Finalmente, para el escenario c) niñ@s y mujeres prefieren usar proveedores privados dado un incremento en el consumo del hogar. Con esta simulación de política existe un "trade off" al momento de realizar la elección entre proveedores gubernamentales

o privados contando con pocos recursos monetarios. Por lo tanto, niñ@s y mujeres están dispuestos a sacrificar más ingreso – debido al incremento en el consumo – con el propósito de recibir mejor atención médica por parte de los proveedores de salud privados.

ELASTICIDADES

Con el fin de observar el impacto de precios e ingreso en nuestros modelos RPL, elasticidades arco precio e ingreso fueron estimadas. La elasticidad arco esta definida como $E = \frac{\Delta P}{\overline{P}} \Big/ \frac{\Delta \Phi}{\overline{\Phi}}$ donde P representa la probabilidad de uso de algún proveedor de servicios de salud, $\overline{P}$ es el promedio de probabilidades, y Φ representa cualquier variable tal como precio o ingreso. Las elasticidades miden la sensitividad de la demanda (probabilidad de uso) para cada tipo de proveedor dado un cambio en el precio o ingreso. De esta manera, se estimaron probabilidades de uso para Gov_{ij} y $Priv_{ij}$ manteniendo constante Per_{ij} repitiendo el procedimiento descrito anteriormente. Las variables que fueron modificadas fueron el precio recaudado en los proveedores gubernamentales y el ingreso del hogar. Así, las elasticidades fueron estimadas con respecto a los cambios mencionados. Los resultados son descritos en la Tabla 5.

TABLA 5. ELASTICIDADES ARCO DE LA DEMANDA

	Con respecto a …	***Gov***	***Priv***
NIÑ@S	Precio *Gov*	-0.2882	-0.0677
	Ingreso	-0.1634	0.2858
ADULTOS	Precio *Gov*	0.4386	0.6191
	Ingreso	0.3310	-0.8456
MUJERES	Precio *Gov*	-1.4445	0.6223
	Ingreso	-0.7830	1.8841

Un incremento del 10% en los precios del gobierno reduce la demanda para proveedores gubernamentales y privados en 2.88% y 0.67% para niñ@s respectivamente. En contraste, para adultos, un incremento del 10% en los precios de proveedores gubernamentales incrementará la demanda en 4.39% y 6.19% respectivamente. Las mujeres poseen una demanda elástica, puesto que el incremento en los precios gubernamentales reduce la demanda de los mismos en 14.45% e incrementará la demanda de privados en 6.22%. Nuevamente observamos que incrementando los precios gubernamentales provocará un cambio de demanda desde proveedores gubernamentales a privados para niñ@s y mujeres. El grupo de adultos parecen ser precio inelásticos dado el incremento; sin embargo, el incremento

de uso de proveedores privados es mayor (6.19%) para proveedores gubernamentales (4.39%).

Para cambios en el ingreso, las mujeres parecen también ser sensitivas a cambios en el precio. Dado un incremento del 10% en el ingreso del hogar, las mujeres incrementarán el uso de proveedores privados por 18.84%. Consiguientemente, la salud esta considerado como un bien normal dado que incrementos en el ingreso aumentan la probabilidad de que niñ@s y mujeres adquieran alternativas "precio elevado/calidad elevada" [13].

V. CONCLUSIONES

En este artículo se modela la elección de proveedores de servicios de salud en Bolivia mediante un modelo Random Parameter Logit, usando datos de la encuesta MECOVI durante el período 1999 y 2000. A nuestro conocimiento esta es la primera vez que un modelo RPL es utilizado para modelar y estimar la decisión de elección de proveedor de servicios de salud en Bolivia.

Se encontró inicialmente que el precio e ingreso son determinantes en la decisión de elegir un proveedor de servicios de salud;[6] sin embargo, precio e ingreso no ingresan directamente en el modelo económico planteado. Mediante la estimación de elasticidades arco se evidenció que incrementando los precios de proveedores gubernamentales modifica la demanda para niñ@s y mujeres desde proveedores gubernamentales a privados; la preferencia por proveedores privados es más fuerte para mujeres en relación a otros grupos. Adicionalmente, las mujeres son más sensitivas que niñ@s y adultos a cambios en precios e ingresos. Por otro lado, incrementos en el ingreso del hogar conllevan a efectos negativos para proveedores gubernamentales con relación a la demanda de servicios, sugiriendo dos aspectos: debe existir una reducción en los precios vigentes gubernamentales y/o un mejoramiento de la calidad percibida del proveedor de servicios de salud por parte de pacientes o individuos.

La percepción de calidad – medida a través de la disponibilidad de drogas y medicamentos esenciales y servicios post natales – es significativa solo para proveedores privados excepto para el grupo de niñ@s. Las personas en general, prefieren proveedores privados en lugar de gubernamentales y/o automedicación cuando se encuentran enfermos.

[6] Resultados similares fueron encontrados en estudios previos [23], [27] y [29].

La educación juega un rol importante. Padres de familia con mayor nivel de educación prefieren proveedores gubernamentales cuando presentan alguna enfermedad. Este hecho es complementado con la información acerca de los beneficios que ofrecen los proveedores gubernamentales. No obstante, la mayoría del análisis realizado en este artículo sugiere que los proveedores gubernamentales carecen de calidad. En este sentido, aspectos relacionados a política publica para el análisis de demanda, en un país de ingresos bajos como Bolivia, sugieren mayor acceso a las facilidades (proveedores de servicios de salud), tratando de capturar verdaderas características de demanda, y la creación de demanda o buscar la forma de asegurar que nuevos servicios de salud gubernamentales sean efectivamente usados [1].

Para resumir, de acuerdo a Canaviri [7], los gastos destinados a salud realizados por el Gobierno Boliviano no son considerables. Como consecuencia, no existen demasiados establecimientos médicos, el número de camas en los centros de salud es insuficiente, y el número de profesionales capacitados es limitado. En adición, el gasto nacional per cápita en salud es demasiado bajo. Todos estos factores parecen desembocar en ineficiencia y a servicios limitados para la mayoría de los establecimientos de salud en Bolivia. Factores que desvían la demanda potencial que proveedores gubernamentales "podrían" poseer hacia proveedores privados o simplemente hacia la automedicación o tratamiento personal.

REFERENCIAS

1. **Akin, John S.; Griffin, Charles C.; Guilkey, David K.; Popkin, Barry M**. *The Demand for Primary Health Care Services in the Bicol Region of the Philippines*. Economic Development and Cultural Change, Vol. 34, No. 4. (Jul., 1986), pp. 755-782.
2. **Akin, John S.; Guilkey, David K.; Denton, E. Hazel**. *Quality of services and demand for health care in Nigeria: a multinomial Probit estimation*. Soc. Sci. Med. Vol. 40, No. 11, pp. 1527-1537, 1995. Elsevier Science Ltd.
3. **Ayivor, Edward Carlos Kofi.** *An econometric study of the decision to seek medical care in west africa: a case study of the ghana health project using discrete choice models (demand, logit)*. The University of Arizona, 1985, 317 pEdads; AAT 8512675.
4. **Ben-Akiva, Moshe et al.** *Extended framework for modeling choice behavior*. Marketing Letters; Aug 1999; 10, 3; ABI/INFORM Global pg. 187.
5. **Bolduc, Denis; Lacroix, Guy; Muller, Christophe.** *The choice of medical providers in rural Bénin: a comparison of discrete choice models*. Journal of Health Economics 15 (1996) 477-498.
6. **Borah, Bijan J.** *A mixed logit model of health care provider choice: analysis of NSS data for rural India*. Health Economics. Health Econ. 15: 915–932 (2006)
7. **Canaviri, Jose A.** *Health Sector in Bolivia: Are There Debilities and Inefficiencies on It?* Mimeo prepared at Oklahoma State University for MsC. in Economics – Independent Course.
8. **Capdevila, Gustavo.** *Bolivia: wanted -- health care adapted to indigenous cultures*. Global Information Network. New York: May 26, 2006. pg. 1
9. **Dor, Avi; Gertler, Paul; Van Der Gaag, Jacques.** *Non price rationing and the choice of medical care providers in rural cote D`Ivoire*. Journal of Health Economics 6 (1987) 291-304. North-Holland.
10. **Geweke, John; Keane, Michael.** *Alternative Computational Approaches Multinomial Probit Model*. The Review of Economics and Statistics, Vol. 76, No. 4. (Nov., 1994), pp. 609-632.
11. **Gertler, P; Gaag, JVD.** *The Willingness to Pay for Medical Care: Evidence from Two Developing Countries*. The World Bank: Washington, DC, USA, 1990.
12. **Gerdtham, Ulf; Sogaard, Jes.** *An econometric analysis of health care expenditure: A cross-section study of the OECD countries*. Journal of Health Economics I1 (1992) 63-84 North-Holland.
13. **Gertler, Paul et al.** *Are user fees regressive? The Welfare Implications of Health Care Financing Proposals in Peru*. Journal of Econometrics 36 (1987) 67-88. North-Holland.
14. **Greene, William H; Hensher, David A.** *The Mixed Logit Model: The State of Practice and Warnings for the Unwary*. www.pEdads.stern.nyu.edu/~wgreene/MixedLogitSOP.pdf.
15. **Greene, William.** *Econometric Analysis*. Prentice Hall. 3rd Edition, 1998.

16. **Harris, Katherine; Keane, Michael.** *A model of health plan choice: Inferring preferences and perceptions from a combination of revealed preference and attitudinal data.* Journal of Econometrics 89 (1999) 131D157.
17. **Hausman, Jerry; McFadden, Daniel.** *Specification tests for the multinomial logit model.* Econometrica (pre-1986); Sep 1984; 52, 5; ABI/INFORM Global. pg. 1219.
18. **Hoch, Jeffrey et al.** *Something old, something new, something borrowed, something blue: a framework for the marriage of health econometrics and cost-effectiveness analysis.* Health Economics. Health Econ. 11: 415–430 (2002).
19. **Homedes, Nuria.** *Managing externally financed projects: The integrated Primary Health Care Project in Bolivia.* Health Policy and Planning; Dec 2001; 16, 4; ABI/INFORM Global pg. 386.
20. **Kaufman, Sharon et al.** *Old Age, Life Extension, and the Character of Medical Choice.* The Journals of Gerontology; Jul 2006; 61B, 4; Research Library. pg. S175.
21. **Keane, Michael.** *A Note on Identification in the Multinomial Probit Model.* Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 10, No. 2. (Apr., 1992), pp. 193-200.
22. **Kenkel, Don.** *Consumer health information and the demand for medical care.* The Review of Economics and Statistics, Vol. 72, No. 4. (Nov., 1990), pp. 587-595.
23. **Kumar Sarma, Sisira.** *Three essays in health economics.* Department of Economics. The University of Manitoba Winnipeg, Manitoba.
24. **Lavy, Victor.** *Household responses to public health services: Cost and Quality tradeoffs.* The World Bank Research Observer. Cary: Feb 1996.Vol.11, Iss. 1; pg. 3, 20 pgs.
25. **Medical Departmental College – Bolivia.** *Medical User fees Reference Book.*
26. **M2 Presswire.** *USAID: USAID awards $13 million for community health programs in Bolivia.* Coventry: Jul 8, 2005. pg. 1
27. **Li, Masako.** *Willingness to pay for medical care: Evidence from urban areas in Bolivia.* The University of Wisconsin - Madison, 1993, 180 pEdads; AAT 9407366
28. **Munkin, Murat; Trivedi, Pravin.** *Bayesian analysis of a Per-selection model with multiple outcomes using simulation-based estimation: an application to the demand for healthcare.* Journal of Econometrics 114 (2003) 197 – 220
29. **Mwabu, Germano M.** *Non-monetary Factors in the Household Choice of Medical Facilities.* Economic Development and Cultural Change; Jan 1989; 37, 2; ABI/INFORM Global pg. 383.
30. **Mwabu, Germano et al.** *Quality of Medical Care and Choice of Medical Treatment in Kenya: An Empirical Analysis.* The Journal of Human Resources, Vol. 28, No. 4, Special Issue: Symposium on Investments in Women's Human Capital and Development. (Autumn, 1993), pp. 838-862.
31. **Xing, Guibo**. *An Econometric Analysis of Veterans' Health Care Utilization.* University at Albany, State University of New Cork. College of Arts & Sciences. Department of Economics, 2002.