



PONTIFICIA **UNIVERSIDAD CATÓLICA** DEL PERÚ

Esta obra ha sido publicada bajo la licencia Creative Commons
Reconocimiento-No comercial-Compartir bajo la misma licencia 2.5 Perú.

Para ver una copia de dicha licencia, visite
<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/2.5/pe/>



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ

ESCUELA DE GRADUADOS



**“Demanda Residencial Desagregada de Electricidad en
el Departamento de Puno”**

Presentado por:

RENE PAZ MAMANI PAREDES

Tesis para optar el grado de:

Magíster en Economía

LIMA-PERÚ.

Otoño de 2005

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ
ESCUELA DE GRADUADOS



**“Demanda Residencial Desagregada de Electricidad en
el Departamento de Puno”**

Presentado por:

RENE PAZ MAMANI PAREDES

Tesis para optar el grado de:
Magíster en Economía

LIMA-PERÚ.

Noviembre de 2005





AGRADECIMIENTOS

Al Consejo Interuniversitario de la Comunidad Francófona de Bélgica-CIUF, por haberme otorgado una beca para estudiar la Maestría en Economía.

A la Pontificia Universidad Católica del Perú, por darme la oportunidad de ampliar mis conocimientos.

A mi asesor de tesis José Gallardo Ku y a Luis Bendezú Medina, por sus excelentes orientaciones en la elaboración de esta tesis.

A Raúl Perez-Reyes, Raúl García Carpio, Lennin Quiso Córdova y Claudia Fernández-Dávila, por sus excelentes sugerencias y comentarios.

De manera especial, agradezo a Arturo Vásquez Cordano por su buena disposición en la revisión, comentarios, sugerencias, y sus críticas a la tesis.

A José Gallardo Ku y Raúl Perez-Reyes, gerentes de la Oficina de Estudios Económicos del OSINERG en el período 2003-2005, quienes me permitieron tener acceso a diversos documentos y revistas durante mi estadía en esta oficina.

Agradezco la amistad y la valiosa colaboración del Dr. Efraín Gonzales de Olarte y la Dra. Janina León Castillo, coordinadores de la Maestría en Economía, en el período 2000-2005.

A Roger Mamani Aquise, Jefe de la Oficina de Planeamiento y Desarrollo de ELECTRO PUNO S.A.A., quién me proporcionó información relacionada al consumo de electricidad en el departamento de Puno.

A Beatriz Gonzales, por la oportuna y valiosa colaboración en diferentes gestiones de carácter administrativo.

Índice general

1. Introducción	1
1.1. Revisión de la literatura	5
1.1.1. Panorama general sobre las características económicas de la de- manda electricidad	5
1.1.2. Literatura internacional sobre la demanda de electricidad	6
1.1.3. Contribuciones Relevantes	8
1.1.4. Literatura sobre la estimación de funciones de demanda bajo con- juntos presupuestarios no lineales	25
1.1.5. Evaluación de la revisión de la literatura	35
2. Esquema Teórico	38
2.1. Demanda residencial de electricidad con formación de hábitos en el consumo	38
2.1.1. Relación entre el servicio y el consumo de electricidad	40
2.1.2. Condiciones de primer orden para la maximización de la utilidad	41
2.2. Análisis de la demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales	44
2.2.1. Demanda bajo un conjunto presupuestario no lineal convexo, con dos segmentos	45
2.2.2. Demanda bajo un conjunto presupuestario no lineal, no convexa, con dos segmentos	53

2.3.	Modelo de elección discreta/continua (EDC) para la demanda residencial de electricidad bajo conjuntos presupuestarios no lineales con 3 bloques	58
2.3.1.	Facturación del consumo de electricidad y el conjunto presupuestario del consumidor	58
2.3.2.	Derivación de la ecuación del ingreso virtual	61
2.3.3.	Modelo de elección discreto/continuo (EDC) para la demanda residencial de electricidad en el departamento de Puno	63
2.3.4.	Elasticidad precio en el modelo de la demanda de electricidad	65
2.4.	Derivación de la función de máxima verosimilitud para el modelo de elección discreta/continuo (EDC)	66
3.	Tamaño de Muestra y Análisis de Datos	72
3.1.	Determinación del tamaño de muestra	72
3.2.	Estadística descriptiva de los datos	74
3.2.1.	Distribución del consumo de electricidad en el departamento de Puno	80
4.	Métodos de Estimación y Resultados	84
4.1.	Tratamiento econométrico de la estimación de la demanda bajo un conjunto presupuestario no lineal	84
4.2.	Estimación del modelo EDC, MCG y VI	86
4.2.1.	Estimación mediante el método de mínimos cuadrados generalizados (MCG)	87
4.2.2.	Estimación mediante el método de variables instrumentales (VI)	88
4.2.3.	Estimación mediante el método de máxima verosimilitud del modelo de elección discreta/continua (EDC)	89
4.2.4.	Resultados y efectos marginales	90

4.2.5. Elasticidad precio de la demanda de electricidad por segmentos	94
4.2.6. Heterogeneidad en la sensibilidad del precio	96
4.2.7. Efecto de los bienes durables y la estacionalidad	97
5. Conclusiones y Recomendaciones	102
5.1. Conclusiones	102
5.2. Recomendaciones	103
Bibliografía	105
A. Propiedades de una función de distribución bivariada	115
B. Derivación de la función de máximo verosimilitud para un modelo de elección discreto/conjunto bajo un conjunto presupuestario convexos	119
C. Distribuciones del consumo de electricidad por provincias	124
D. Descripción de variables y sus fuentes	131

Índice de Tablas

1.1. Elasticidades precio e ingreso estimadas por Dubin y McFadden	17
1.2. Resumen sobre los resultados de las estimaciones de las elasticidades precio e ingreso de la demanda residencial para los estudios revizados .	24
2.1. Facturación del consumo residencial de energía eléctrica en el departamento de Puno	60
3.1. Número de encuestas por provincias	74
3.2. Estadística descriptiva del consumo de electricidad, precios de electricidad y características sociodemográficas	78
3.3. Promedio del consumo de electricidad y de las características del hogar por provincias	79
3.4. Consumo promedio según tenencia de artefactos eléctricos en el departamento de Puno	81
4.1. Resultados estimados mediante los métodos MV, VI y MCG	92
4.2. Resultados del modelo EDC con 3 y 2 segmentos estimado mediante el método MV	93
4.3. Elasticidad precio de la demanda de electricidad estimado con 2 Segmentos	95
4.4. Elasticidad precio de la demanda de electricidad estimado con 3 segmentos	95
4.5. Elasticidad Precio por Ingreso Familiar y Consumo de Electricidad . .	96

4.6. Efecto de la tenencia de bienes durables y las estacionalidades 98

D.1. Descripción de las variables y sus fuentes 132

D.2. Descripción del vector Z y sus fuentes 133



Índice de figuras

2.1. Restricción de presupuesto con dos segmentos	46
2.2. Maximización de la utilidad bajo precios crecientes en bloque de dos segmentos	49
2.3. Consumo en el quiebre con una estructura de precios creciente en dos bloques	50
2.4. Distribución de $\eta(a)$ y $C(b)$ para un conjunto presupuestario no lineal convexo. $\eta_1 = \bar{C}_1 - g(p_1, y, z; \theta)$, $\eta_2 = \bar{C}_1 - g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta)$	54
2.5. Maximización de la utilidad bajo precios decrecientes en bloque de dos segmentos	56
2.6. Distribución de $\eta(a)$ y $C(b)$ para un conjunto presupuestario no lineal no convexo	57
2.7. Demanda de electricidad y estructura de precios crecientes por bloque .	59
2.8. Conjunto presupuestario convexo con tres segmentos lineales y dos cortes	61
2.9. Derivación del ingreso virtual	62
2.10. Maximización del consumidor bajo el conjunto presupuestario convexo .	64
2.11. Distribución del error heterogéneo $f(\eta)$ y el consumo de electricidad (C)	67
3.1. Distribución del consumo residencial de electricidad en el departamento de Puno	75
3.2. Distribución del ingreso familiar en el departamento de Puno	76

3.3. Distribución del área construida de la vivienda en el departamento de Puno	82
3.4. Distribución de la edad del jefe de hogar en el departamento de Puno	82
3.5. Distribución del tamaño familiar en el departamento de Puno	83
3.6. Distribución del número de habitaciones en el departamento de Puno	83
4.1. Distribución de la elasticidad precio de la electricidad de los hogares del departamento de Puno	100
4.2. Distribución de la elasticidad ingreso de la electricidad de los hogares del departamento de Puno	101
C.1. Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Azángaro	125
C.2. Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Chucuito	125
C.3. Distribución del consumo de electricidad en la provincia de El Collao	126
C.4. Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Huancané	126
C.5. Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Lampa	127
C.6. Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Melgar	127
C.7. Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Moho	128
C.8. Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Yunguyo	128
C.9. Distribución del consumo de electricidad en la provincia San Antonio de Putina	129
C.10. Distribución del consumo de electricidad en la provincia de San Román	129
C.11. Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Puno	130

Resumen

En esta investigación se emplea un enfoque microeconómico para el análisis y la estimación de la demanda residencial desagregada de electricidad en el departamento de Puno, bajo conjuntos presupuestarios no lineales creada por la fijación de precios crecientes por bloque.

Con este propósito, en primer lugar se deriva una función de demanda a partir de una función de utilidad intertemporal que incluye la formación de hábitos en el consumo empleando el enfoque teórico del ciclo de vida. En segundo lugar, mediante un enfoque microeconómico se formula un modelo de elección discreta/continua (EDC) para el análisis de la demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales. Este modelo toma en cuenta la decisión conjunta del consumidor sobre la elección de los bloques (decisión discreta) y la elección de la cantidad dentro del bloque (decisión continua).

La estimación del modelo EDC con dos errores (un error de heterogeneidad y un error de medida), se realiza de manera conjunta en una sola etapa, con la finalidad de tener en cuenta el efecto interactivo de la elección de los bloques y la elección de la cantidad, mediante un enfoque de máxima verosimilitud (MV).

Los resultados de la estimación empleando información mensual para un panel de 2,200 hogares durante los años 2002 y 2003, muestran que la demanda de electricidad es inelástica y heterogénea con respecto al precio marginal, los hábitos (persistentes) en el consumo, la estacionalidad (mensual) en la demanda, y finalmente, las características sociodemográficas y la tenencia de bienes durables son importantes para explicar la demanda. Los resultados del modelo de EDC se compara con otros métodos.

Capítulo 1

Introducción

El objetivo de este trabajo es analizar y estimar la demanda residencial desagregada de electricidad bajo conjuntos presupuestarios no lineales en el departamento de Puno, empleando información mensual para un panel de 2,200 hogares durante el período 2002-2003.

La electricidad es un bien necesario de consumo masivo que los hogares utilizan como la principal fuente para la iluminación de la vivienda y el funcionamiento del *stock* de equipos y artefactos eléctricos. Lo cual tiene serias implicancias para el diseño de las políticas públicas y la regulación tarifaria. De esta manera, tiene una singular importancia la estimación de la demanda de electricidad a nivel desagregada con el propósito de conocer los factores determinantes del comportamiento de la demanda y el efecto que producen estos factores.

Dado que la electricidad es un bien necesario y que los consumidores son heterogéneos (en el sentido que los usuarios de mayores ingresos pagan una fracción menor de su ingreso que los de menores ingresos), un incremento uniforme en el precio de la electricidad puede ser muy regresivo. Esta regresividad es atenuada por los reguladores

mediante la fijación de precios crecientes por bloque¹. Fijando un precio marginal mayor para los usuarios de mayor demanda, se busca atenuar esta regresividad y así minimizar la variación en el gasto para los hogares de menores ingresos. En países en vías de desarrollo este esquema de fijación de precios responde explícitamente al objetivo de la redistribución del ingreso (Gonzales, 1986; Maddock y Cataño, 1991; y Reiss y White; 2002).

Sin embargo, bajo fijación de precios por bloque, el conjunto presupuestario del consumidor resulta ser no lineal, lo cual tiene serias implicancias para el análisis microeconómico del comportamiento del consumidor y la estimación econométrica de la demanda.

La revisión de la literatura existente sobre la demanda residencial de electricidad sugieren que la demanda residencial de electricidad, bajo fijación de precios por bloque puede ser explicado por los siguientes factores: los precios marginales de electricidad de los diferentes bloques (Taylor, 1975; Reiss y White; 2002; Maddock, Castaño, et al. 1992; Cavanagh, Hanemann, et al, 2002), los hábitos (persistentes) en el consumo (Houthakker y Taylor, 1970; Deaton y Muellbauer, 1980, Dynan, 2000; Leht-Petersen, 2002), el ingreso familiar, las características sociodemográficas del hogar (Burtless y Hausman, 1978, Maddock y Castaño et al. 1992; Reiss y White, 2002; Damsgaard; 2003), la tenencia de los bienes durables que usan electricidad (Damsgaard; 2003), y la estacionalidad (Armstrong et al. 1994; De la Cruz y García; 2002).

¹ Según Reiss y White (2002), la fijación de precios (crecientes) por bloque, responde a tres objetivos, aumentar el ingreso de las empresas eléctricas (sobre todo las empresas del Estado), promover la conservación de la energía eléctrica, y finalmente se ha considerado como un instrumento eficiente para mejorar la distribución del ingreso.

En esta perspectiva, en esta investigación en primer lugar se formula un modelo de demanda residencial de electricidad a partir de una función de utilidad intertemporal que incluye la formación de hábitos en el consumo empleando el enfoque teórico del ciclo de vida en la dirección de McCurdy (1981), Altonji (1986) y Bover (1991). El modelo permite diferenciar entre los factores que explican el comportamiento dinámico del consumidor y los factores determinantes de las diferencias específicas entre los consumidores. Esta separación permite incorporar las características invariantes del consumidor en el modelo dinámico.

En segundo lugar, empleando un enfoque microeconómico se formula un modelo de elección discreta/continua (EDC) con el propósito de analizar el comportamiento de la demanda bajo un conjunto de presupuestos no lineales generados por la fijación de precios por bloque. El modelo toma en cuenta los siguientes aspectos: Primero, bajo fijación de precios por bloque el consumidor debe tomar una decisión conjunta con la finalidad de elegir el bloque de consumo (decisión discreta) y la cantidad de electricidad dentro de cada bloque (decisión continua), lo cual requiere ser modelado de manera conjunta. Segundo, la elección del bloque ó quiebre, la cantidad, y el precio marginal son endógenos. Tercero, si en la especificación de la función de demanda se incluye un sólo error, el tamaño del término de error, el precio marginal, y el ingreso estarían sistemáticamente correlacionados (Hausman, 1979, 1985; Burtless y Hausman 1978, Moffitt, 1986, 1990 y Cavanagh, Haneman, 2002).

Con este propósito, la estimación del modelo EDC se hace de manera conjunta en una sola etapa, con la finalidad de tener en cuenta el efecto interactivo de la elección de los bloques y la elección de la cantidad, mediante un enfoque de máxima verosimilitud (MV) que incluye dos errores (un error de heterogeneidad y un error de medida), lo cual

proporciona estimaciones con propiedades de consistencia y eficiencia asintótica (Moffitt, 1986; y Cavanagh, Hanemann et al. 2002). El enfoque de máxima verosimilitud para la estimación de funciones de demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales inicialmente fue propuesta por Burtless y Hausman (1978), luego por Hausman (1985), quienes derivan unas funciones de máxima verosimilitud muy generales. Sin embargo, Moffitt (1986), fue quién derivó una función de máxima verosimilitud más detallada y comprensible para el análisis de las funciones de demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales que incluye dos segmentos lineales y un quiebre. Finalmente, Cavanagh, Hanemann et al. (2002), en la dirección de Moffitt (1986), derivan una función de máxima verosimilitud para la estimación de funciones de demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales con K segmentos y $K-1$ puntos de quiebres.

La presente investigación está organizada en cinco capítulos. En el capítulo 1, se hace una revisión sobre la literatura existente en lo referente a la demanda residencial de electricidad y la estimación de funciones de demanda en el contexto de conjuntos presupuestarios no lineales. El capítulo 2 se subdivide en 4 secciones. En la sección 2.1 se describe las características económicas de la electricidad. En la sección 2.2 se deriva una función de demanda residencial de electricidad a partir de una función de utilidad intertemporal que considera la formación de hábitos en el consumo. En la sección 2.3 se analiza la demanda de electricidad bajo un conjunto presupuestario no lineal con dos segmentos lineales. En la sección 2.4 se deriva el modelo de elección discreta/continua para analizar la demanda residencial bajo un conjunto presupuestario no lineal con tres segmentos. En la sección 2.5 se presentan la derivación de la función de máxima verosimilitud para el modelo de elección discreta/continua con 3 segmentos. El capítulo 3, se subdivide en dos secciones. En la sección 3.1, se muestra la determinación de la muestra y en la sección 3.2, se muestra la estadística descriptiva de los datos. En el

capítulo 4, se presentan los resultados obtenidos por diversos métodos. Finalmente, en el capítulo 5, se presenta las conclusiones y recomendaciones.

1.1. Revisión de la literatura

1.1.1. Panorama general sobre las características económicas de la demanda electricidad

La electricidad es un producto que generalmente no es almacenable, lo cual implica que la oferta y la demanda deben igualarse en cada momento. La demanda por energía² y potencia³ muestra un patrón cambiante en el tiempo: concentración del consumo en determinadas horas (a lo largo del día) y cierta estacionalidad (semanal y mensual). El momento en el cual la potencia alcanza su mayor nivel se conoce como la máxima demanda de potencia y el sistema debe estar en condiciones de satisfacerla (Armstrong et al; 1994 y De la Cruz y García; 2002).

La demanda por electricidad se deriva de la demanda por equipos y artefactos eléctricos. Estos equipos suelen ser durables, y su consumo de energía varía con la utilización del stock de equipos existentes y las características tecnológicas del stock de bienes durables (Fisher y Kaysen; 1962, Taylor; 1975, Houthakker, Verleger et al. 1973, Benavente, Galetovic, Sanhueza, et al; 2004)

² La energía eléctrica es el flujo de electrones que transcurren por un conductor durante un período de tiempo y se mide normalmente en Watts hora (Wh) o sus múltiplos. La demanda por energía eléctrica del día es la suma continua de la demanda por potencia $D(t)$ (donde t es el tiempo). Matemáticamente, puede ser vista como la integral de la demanda por potencia durante las 24 horas del día, es decir es $\int_{t=0}^{t=24} D(t)dt$.

³ La potencia viene a ser la garantía de suministro para la demanda de los consumidores de electricidad en cualquier momento y se mide en Watts o Vatios (W), o sus múltiplos 1KW(Kilowatt)=100W(Watts), 1MW(Megawatts)=1000KW, 1GW (Gigawatts)=100MW.

La participación de los bienes durables en el proceso productivo hace necesaria la distinción entre la demanda de corto plazo y de largo plazo (Taylor; 1975). La demanda de electricidad de corto plazo es identificada con la intensidad de uso del *stock* existente de bienes durables que consumen electricidad; mientras que la demanda de largo plazo es identificada con la elección del *stock* de bienes durables (Fisher y Kaysen; 1962). En el corto plazo el *stock* de bienes durables es fijo; mientras que en el largo plazo el *stock* de bienes durables que usan electricidad es variable (Taylor; 1975).

El consumo de la electricidad no reporta una utilidad de manera directa a los hogares, sino más bien los servicios obtenidos mediante el uso de la electricidad y los artefactos eléctricos son los que reportan utilidad (Taylor; 1975).

1.1.2. Literatura internacional sobre la demanda de electricidad

Las distintas metodologías sobre la estimación de la demanda de energía eléctrica pueden, en general, ser clasificadas en dos grandes grupos: aquellos que emplean información desagregada⁴ a nivel de hogares y empresas, y aquellos que utilizan información agregada⁵ (Gallardo, Bendezú, et al; 2004).

En el caso específico de la literatura sobre la estimación de la demanda residencial de electricidad existen tres enfoques claramente diferenciados: aquellas que modelan única-

⁴ Se refiere a la información individual de cada uno agente económico (hogar, empresa, región, etc.).

⁵ La que resulta de la agregación de la información de cada uno de los agentes. económicas. En este sentido, la demanda agregada de electricidad se refiere a la agregación de las demandas individuales de electricidad de uso general, residencial, comercial, industrial, minera, y de alumbrado público.

mente el consumo de la electricidad, las que modelan de manera conjunta la tenencia de bienes durables y la demanda por electricidad, y por último se encuentran los estudios que modelan la demanda de electricidad para cada categoría de artefactos eléctricos.

En la presente investigación, se pone mayor énfasis en la revisión de la literatura correspondiente a las dos primeras líneas de investigación, debido a que nuestro objetivo no es la estimación de la demanda por bienes durables.

En el primer grupo de estudios se encuentran los modelos de demanda bajo conjuntos presupuestarios lineales que emplean datos de corte transversal (Fisher y Kaysen, 1962; Damsgaard; 2003) y datos de panel (Houthakker, Verleger et al.1973; Benavente, Galetovic, Sanhueza, et al. 2004); los modelos de demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales (Taylor,1975; Acton, Mitchell et al. 1980; Clodualdo, 1987; Maddock, Castaño et al. 1992; y Reiss y White 2002); los modelos bajo fijación de precios en horas punta y horas fuera de punta. (Wenders y Taylor, 1973; Aigner y Hausman, 1980; y Veall, 1986), y los modelos de consumo intertemporal (Leth-Petersen, 2002; Davis, 2003).

Mientras que en el segundo grupo de estudios, se encuentran los análisis de Deaton y Muellbauer (1980), Dubin y McFadden(1984), Bernard, Bolduc, et al. (1996), Nesbakken (2001), y Calulunia y Dolduc (2004). En estos modelos de elección discreta/continua, la primera etapa modelan la decisión sobre la elección de los sistemas de calefacción (decisión discreta), y la segunda etapa estima la demanda por electricidad (decisión continua) condicional sobre el sistema de calefacción elegido en la primera etapa.

En la siguiente sección se presenta una revisión de la literatura concerniente al estudio de la demanda de residencial de electricidad.

1.1.3. Contribuciones Relevantes

En esta sección se presenta una revisión de los estudios más relevantes sobre la demanda residencial de electricidad en orden cronológico, con el propósito de tener un marco de referencia adecuada para el análisis de la demanda de electricidad.

Fisher y Kaysen (1962). El análisis de estos autores constituye una de las más importantes referencias sobre la demanda de electricidad. Fisher y Kaysen analizan la demanda industrial y residencial de electricidad y fueron ellos los primeros en distinguir explícitamente la demanda residencial de corto plazo y de largo plazo. La demanda de electricidad de corto plazo es identificada con la tasa de utilización del *stock* existente de bienes durables que consumen la electricidad, mientras que la demanda de largo plazo es identificada con la elección del tamaño del *stock* de bienes durables⁶.

La demanda de corto plazo para la electricidad está relacionada con la frecuencia con la que se utiliza el *stock* de durables que consumen electricidad. En particular Fisher y Kaysen (1962) formulan la siguiente ecuación:

$$D_t = \sum_{i=1}^n K_{it} W_{it} \quad (1.1)$$

donde D_t es la demanda por el uso de electricidad, medida en Kilovatios/hora (kWh) para todos los hogares en la comunidad durante el período t . W_{it} es el *stock* promedio durante el período t del i -ésimo bien durable medido en kWh de consumo de electricidad durante una hora de uso normal. K_{it} es la intensidad promedio del uso del i -ésimo

⁶ Fisher y Kaysen (1962)[36] asumen que el *stock* de bienes durables que utilizan la electricidad está medido en número de watts de electricidad que el *stock* puede generar potencialmente.

bien durable durante el período t (medida en unidades de kWh por período por unidad del bien durable), y n es el número de bienes durables.

El hecho de que la intensidad del uso de los bienes durables es un parámetro de interés, Fisher y Kaysen asumen que esta variable puede representarse como sigue:

$$K_{it} = B_i P_t^{\alpha_i} Y_{it}^{\beta_i} \quad (1.2)$$

donde P_t y Y_{it} denotan el precio promedio de la electricidad por kWh para un hogar y el ingreso personal (medido en términos reales), respectivamente, mientras que B , α , y β son los parámetros.

En relación al *stock* de bienes durables⁷ asumen que estos bienes crecen a una tasa exponencial constante de δ ,

$$W_t^* = W_0^* e^{\delta t} \quad (1.3)$$

donde W_0 es el *stock* inicial de bienes durables. Luego de resolver el modelo, llegan a una ecuación en diferencias de la siguiente forma

$$\Delta \ln D_t = \delta + \alpha \Delta \ln P_t + \beta \Delta \ln Y_t \quad (1.4)$$

Estos autores, estiman el modelo usando un conjunto de datos de 47 estados de norteamérica para los años de 1946 a 1957. En primer lugar, estiman la ecuación de demanda por electricidad para cada uno de los 47 estados, y luego emplean un análisis de covarianzas para clasificar los 47 estados en 7 grandes grupos homogéneos, tomando como bases de agrupamiento principalmente la geografía y el grado de urbanización. La elasticidad precio de la demanda de electricidad estimada por estos autores es igual a -1.25.

⁷ Aunque Fisher y Kaysen (1962)[36] construyen estimaciones sobre el *stock* de bienes durables, finalmente asumen que estos bienes crecen a una tasa constante.

Houthakker, Verleger y Sherhan (1973), analizan la demanda residencial por electricidad usando series de tiempo anuales y datos de corte transversal de los estados de norteamérica para los años 1960 a 1971. Ellos emplean un modelo logarítmico de ajuste parcial siguiendo a Houthakker y Taylor (1970) en el cual el ratio de la demanda del período actual con respecto al período previo es proporcional al ratio de la demanda deseada para el período actual con respecto a la demanda del período previo. Así, en logaritmos, el modelo es:

$$\ln q_{i,t} - \ln q_{i,t-1} = \phi (\ln q_{i,t}^* - \ln q_{i,t-1}) \quad (1.5)$$

donde $q_{i,t}$ es el consumo actual de electricidad en el estado i en el período t y $q_{i,t}^*$ es el consumo deseado de electricidad del estado i en el período t . La demanda de largo plazo se asume relacionada con el ingreso y el precio de la electricidad de acuerdo a:

$$q_{i,t}^* = \alpha y_{i,t}^\beta p_{i,t}^\gamma \quad (1.6)$$

donde y se refiere al ingreso y p representa el precio de la electricidad. Después de tomar logaritmos a (1.6) y sustituyendo en (1.5), resulta:

$$\ln q_{i,t} = \alpha^* \phi + (1 - \phi) \ln q_{i,t-1} + \beta \phi \ln y_{i,t} + \gamma \phi \ln p_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1.7)$$

donde $\alpha^* = \ln \alpha$. Las elasticidades de corto plazo en este modelo están dados por $\beta \phi$ y $\gamma \phi$ para el ingreso y el precio respectivamente, mientras que las elasticidades precio e ingreso de largo plazo están representados por β y γ respectivamente. Tanto el consumo y el ingreso son expresados en términos per capita, y el precio de la electricidad es representado por el precio marginal por kWh en el bloque 250 a 500 kWh. Ellos estiman los parámetros empleando la metodología de componentes de error desarrollado por primera vez por Balestra y Nerlove (1966) utilizando datos de panel consistentes de 48 estados contiguos de Estados Unidos para un período de 11 años (1961-1971). Los

resultados que encuentran estos autores se muestran en las ecuaciones (1.8) y (1.9).

$$\begin{aligned} \ln q_{i,t} = & 0,104 + 0,934 \ln q_{i,t-1} + 0,145 \ln y_{i,t} - 0,029 \ln p_{i,t} \\ & (0,029) \quad (0,014) \quad (0,026) \quad (0,014) \end{aligned} \quad (1.8)$$

$$R^2 = 0,986$$

De esta ecuación se obtiene que las elasticidades precio de la electricidad de corto y largo plazo son -0.03 y -0.44 respectivamente, mientras que las elasticidades ingreso de corto y largo plazo son de 0.15 y 2.20 respectivamente. En cambio, las elasticidades precio de corto plazo (-0.09) y largo plazo (-1.02) para las estimaciones en el rango de 100 a 500 kWh son más elásticas. Por el contrario, las elasticidades del ingreso de corto (0.14) y largo plazo (1.64) son relativamente más inelásticas.

$$\begin{aligned} \ln q_{i,t} = & 0,072 + 0,913 \ln q_{i,t-1} + 0,143 \ln y_{i,t} - 0,089 \ln p_{i,t} \\ & (0,029) \quad (0,015) \quad (0,026) \quad (0,020) \end{aligned} \quad (1.9)$$

$$R^2 = 0,986$$

Houthakker y Taylor (1970), El modelo formulado por estos autores constituye el primer modelo demanda dinámico que pone en evidencia el efecto de los inventarios y la influencia de los hábitos que surge del consumo pasado sobre la demanda presente. El mecanismo dinámico en este modelo es una variable de estado, en la cual el gasto en el consumo está determinada por la influencia del consumo pasado. El coeficiente de la variable de estado indica un efecto de ajuste de inventario cuando es negativo y un efecto de formación de hábitos cuando es positivo. Emplendo datos anuales de Estados Unidos para 28 bienes, Houthakker y Taylor concluyen que la formación de hábitos es claramente predominante en el consumo de los Estados Unidos.

El modelo de ajuste-estado para el gasto en el consumo de la electricidad consta de dos ecuaciones: una ecuación de comportamiento que describe la relación entre el

consumo de la electricidad (q) como una función del *stock* (s), el ingreso (x), y el precio relativo (p) y una ecuación de identidad para la tasa de cambio en el *stock*. De esta manera la ecuación de demanda viene representada mediante la siguiente ecuación:

$$q = \alpha + \beta s + \gamma x + \lambda p \quad (1.10)$$

mientras que relación que expresa la tasa de cambio en el *stock* viene dada por la diferente entre q y la depreciación (se asume *stock* se deprecia a una tasa exponencial constante de δ),

$$\dot{S} = q - \delta s \quad (1.11)$$

La estimación del modelo se realiza luego de eliminar la variable de *stock* en la ecuación (1.10), utilizando la ecuación (1.11) y una aproximación finita.

Los resultados del modelo empleando datos anuales para el período 1947-1964 para Estados Unidos se muestran en la siguiente ecuación (1.12) (la desviación estándar de los errores se encuentran en paréntesis):

$$q_t = 3,71 + 0,873q_{t-1} + 0,00328x_t - 0,0504p_t$$

$$(2,81) \quad (0,047) \quad (0,00140) \quad (0,0250) \quad (1.12)$$

$$R^2 = 0,999$$

donde: q es el gasto en el consumo personal de electricidad per capita en dólares de 1958, x gasto total del consumo personal per capita en dólares de 1958, p es el deflactor implícito para la electricidad con año base de 1958.

Las elasticidad precio e ingreso de corto plazo son de -0.13 y 0.13 respectivamente, en cambio las elasticidad de largo plazo son de 1.93 y -1.89 respectivamente. Asimismo,

el valor del coeficiente β es positivo y significativo. En este sentido, los autores concluyen que los servicios de la electricidad que utilizan artefactos eléctricos son sujetos a una fuerte formación de hábitos.

Acton, Mitchell y Sohlberg (1980). Ellos analizan la demanda residencial de electricidad bajo fijación de precios decrecientes por bloque en 3825 áreas geográficas en Los Angeles, California.

En el modelo que estos autores formulan, en un determinado período de tiempo el consumo de electricidad implica un proceso de tres etapas: (1) Los hogares deciden si adquieren o no un artefacto eléctrico capaz de proveer un determinado servicio, tal como la cocción; (2) dada la decisión de tener un artefacto eléctrico, seleccionan el tipo de combustible para los artefactos (es decir, una eléctrica o una estufa de gas); (3) habiendo adquirido un artefacto que usa un determinado tipo de combustible, los hogares determinan la intensidad o frecuencia de uso.

Las dos primeras decisiones -la elección del artefacto y la selección del combustible- dependen del precio de compra de los diferentes artefactos y de los costos operativos esperados. Sin embargo, el nivel de inventario corriente de los artefactos poseído por el hogar influye sobre la decisión de mantener, convertir o retirar un determinado artefacto. El ingreso, los activos, el precio esperado de los bienes y servicios determinan la restricción presupuestaría dentro de la cual el consumidor puede maximizar su utilidad.

La intensidad con el que se utiliza el *stock* de artefactos eléctricos depende de los valores actuales de los precios de la energía, el ingreso, y de factores no económicos. Para un determinado tipo de artefacto (de cocción o de calentamiento de agua), un hogar usa

normalmente un solo tipo de combustible, aunque el mismo hogar puede emplear otro combustible para diferentes funciones. En consecuencia, para cada tipo de combustible, en el corto plazo el efecto de su propio precio es relativamente más importante que los precios de los combustibles sustitutos.

Para presentar esas relaciones, asumen por simplicidad que los hogares disponen de dos tipos de combustibles (electricidad y gas). Los autores denotan E_t y G_t las cantidades de electricidad y gas consumidas para el hogar en el período t , y por A_{et} y A_{gt} a los *stock* de artefactos poseídos durante el período t , respectivamente. Luego

$$\begin{aligned}
 E_t &= U_e(p_{et}, p_{gt}, Y_t, Z_t, A_{gt})A_{et} \\
 A_{et} &= F_t(p_{et}, p_{gt}, Y_t, Z'_t)
 \end{aligned}
 \tag{1.13}$$

donde p_{et} es el precio de la electricidad, p_{gt} es el precio del gas, Y_t es el ingreso, Z_t es un vector de variables relevantes (tales como las características del hogar y el tiempo) que influyen el consumo de energía, y Z'_t son variables que influyen la decisión de compra de artefactos eléctricos. El subíndice t denota el tiempo presente.

Aigner y Hausman (1980). Los autores aplican métodos para analizar una muestra que ha sido elegida restringiendo la población objetivo a los datos experimentados por la fijación de precios por día para los usuarios residenciales de Arizona, durante el año de 1976.

Sus resultados muestran que mientras los métodos de estimación convencional conducen a la conclusión que la elasticidad precio en horas pico (-0.495) es mayor (en valor absoluto) con respecto a las horas a mitad de pico (-0.312) y horas no pico (-0.227). Sin embargo, una vez tomado en cuenta el sesgo de truncamiento, la elasticidad pico

(-0.238) es más pequeña con respecto al de las horas a mitad de pico (-0.401) y horas no pico (-0.363).

Dubin y McFadden (1984). Con el propósito de responder a los estudios previos de simulación a nivel microeconómico sobre la demanda residencial de electricidad, las cuales intentaron modelar conjuntamente la demanda por artefactos y la demanda de electricidad por artefactos, los autores consideran importante contrastar la exogeneidad estadística de los bienes durables frecuentemente incluidas en las ecuaciones de demanda por electricidad. Ellos advierten que aquellas especificaciones que ignoran este hecho deberían conducir a estimaciones sesgadas e inconsistentes de las elasticidades precio e ingreso, en vista de que la demanda por bienes durables y su uso están asociados a las decisiones del consumidor,

En este contexto, los autores contrastan este sesgo empleando un modelo unificado para la demanda de bienes durables y la demanda derivada por electricidad, empleando una muestra de 3249 hogares llevada a cabo por el Centro Metropolitano de Washington para la Administración Federal de Energía.

Según estos autores, la demanda por bienes durables surge del flujo de servicios provistos por la tenencia de bienes durables dado que el consumo de bienes durables genera una utilidad indirecta; los bienes durables pueden variar en capacidad, eficiencia, versatilidad, y por supuesto varían de acuerdo al precio. Aunque los bienes durables difieren, el consumidor finalmente utiliza los bienes durables a un nivel que provea el servicio "necesario", mientras que la demanda por electricidad está determinado por la elección del tipo de combustión para la calefacción y por la tenencia de bienes durables tales como aire acondicionado, cocina, lavaplatos, lavadora y televisor y la intensidad

de uso de esos servicios.

Formalmente, la demanda residencial por electricidad es derivada a partir de una función indirecta de utilidad que tiene como argumentos el precio de la electricidad, el precio de la energía alternativa, un índice para la calefacción del ambiente y agua, el costo total anualizado del ciclo de vida de la alternativa de calefacción, y un vector de características de los hogares que incluye el número de personas, el clima, y el portafolio de bienes durables.

En la estimación de la demanda consideran como variable endógena el consumo neto de electricidad, definido por la diferencia entre el consumo de electricidad anual y el consumo típico de los artefactos eléctricos. En consecuencia, las variables dummy que representan la tenencia de bienes durables tales como el secador eléctrico de ropa, sistemas de aire acondicionado, televisión a color, etc., son excluidas de la especificación de la demanda.

Los autores presentan diversas estimaciones de las elasticidades a partir de los resultados obtenidos por los métodos de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), método de variables instrumentales (MVI), método de la forma reducida (MFR), y el método de corrección de la esperanza condicional (MCEC). Los resultados se muestran en la Tabla 1.1.

Tabla 1.1: Elasticidades precio e ingreso estimadas por Dubin y McFadden

	MCO	MVI	MFR	MCEC
Elasticidades de la demanda de electricidad				
con espacio eléctrico y calefacción de agua				
con respecto al ingreso	0.028	0.008	0.023	0.010
con respecto al precio	-0.197	-0.310	-0.289	-0.254
con respecto al precio del gas	-0.033	-0.013	-0.035	-0.011
Elasticidades de la demanda de electricidad				
con espacio de gas y calefacción de agua				
con respecto al ingreso	0.079	0.022	0.064	0.028
con respecto al precio	0.021	0.042	0.076	-0.004
con respecto al precio del gas	-0.093	-0.037	-0.100	-0.030
Elasticidades de la demanda de electricidad				
esperada, incluyendo el cambio en el portafolio				
con respecto al ingreso	0.06	0.02	0.05	0.02
con respecto al precio	-0.22	-0.26	-0.23	-0.26
con respecto al precio del gas	0.35	0.39	0.35	0.40

Tomado de: Dubin and McFadden (1984).

Clodualdo (1987). En un contexto de fijación de precios en bloque, el autor estima las elasticidades de la demanda de electricidad para los consumidores residenciales en el área de concesión de la Compañía Eléctrica de Manila en Filipinas.

Sus resultados muestran que la demanda por electricidad depende del precio marginal de la electricidad, del ingreso de los hogares, los precios de los equipos que consumen electricidad, y de un conjunto de variables medioambientales.

Las elasticidades precio (0.0893) e ingreso (0.1930) de corto plazo para la demanda por electricidad estimadas mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios son positivas. Según el autor, este resultado se justifica, debido a que los hogares responden a señales dadas por la estructura de los precios subsidiados. Las elasticidades precio e ingreso de largo plazo son más grandes en magnitud con respecto a las elasticidades de corto plazo.

Bernard, Dolduc et al. (1996). Empleando un enfoque microeconómico en la dirección de Dubbin y McFadden (1984), los autores estiman la demanda residencial de la electricidad en Quebec. El modelo de elección continua/discreta permite interrelacionar las decisiones sobre la tenencia de bienes durables y aquellos relacionados con su uso. En el espíritu de estudios recientes, que emplean un enfoque continuo/discreto, los parámetros del modelo son estimados usando un enfoque en dos etapas. En la primera etapa las decisiones en cuanto a sistemas de calefacción del ambiente y del agua son modeladas mediante un Probit Multinomial (MNP) muy flexible. Luego, en la segunda etapa, la demanda de electricidad condicional sobre el sistema de calefacción elegido es estimada utilizando el método de mínimos cuadrados ordinarios. Finalmente, hacen una corrección para eliminar el sesgo potencial surgido en la estimación.

Sus resultados muestran que la estimación conjunta de la decisión sobre la elección de los sistemas de calefacción y la demanda por el uso de la electricidad puede traer grandes beneficios. El sesgo de simultaneidad con respecto a una de las variables más importantes como el precio de la electricidad puede ser grande en el caso que no se cambia el enfoque continuo/discreto en la estimación. Las elasticidades precio e ingreso estimada son bajas, consistente con el uso de la energía en el corto plazo. Por otro lado, sus resultados confirman la importancia de emplear algunas variables socioeconómicas en la elección de los sistemas de calefacción y el uso de la electricidad.

La elasticidad de la demanda por electricidad con respecto a su precio es -0.59, con respecto al precio del petróleo es 0.37, y -0.03 con respecto al precio del gas.

Leth-Petersen (2002). Presenta un análisis intertemporal de la asignación del consumo de energía (electricidad y gas) para los hogares. La energía es vista como un insumo para la tecnología empleada por el hogar, y el uso conjunto de la energía y la tecnología provee el servicio derivado de la energía. La tecnología del hogar es introducida en el modelo de ciclo de vida. La tecnología del hogar explícitamente reconoce la naturaleza indirecta de la energía.

La demanda de energía (electricidad y gas) se deriva de una función de utilidad en la cual las preferencias permiten la formación de hábitos en el consumo. Particularmente, se permite la formación de hábitos racionales y miopes en el consumo de energía. El modelo se completa asumiendo tecnologías específicas para los hogares. Se asume que el modelo con formación de hábitos en el consumo es consistente con el proceso de optimización de los hogares; en el cual los hogares evalúan la utilidad del consumo actual

con respecto al período previo y saben que éste afecta al futuro. Por el contrario, en el modelo con formación de hábitos miopes los consumidores se equivocan en cada período y contrario a los consumidores en el modelo racional, ellos no toman en cuenta el efecto de los hábitos sobre la utilidad futura.

En dicha investigación, se estiman las ecuaciones de Euler para el consumo de la electricidad y gas, empleando datos de panel para los hogares de Dinamarca en el período 1990-1997. Los datos sobre las características de los hogares son obtenidos de los registros públicos, mientras que los datos sobre el consumo de electricidad y gas se obtienen de las compañías de electricidad y de gas natural, respectivamente. El autor considera que la información obtenida de registros es de alta calidad con respecto a las encuestas.

Sus resultados muestran que la formación de hábitos son débiles. Asimismo, los resultados del modelo con formación de hábitos miopes son similares con respecto al modelo con hábitos racionales. La contribución de esta investigación pone en evidencia la asignación intertemporal del consumo de energía de los hogares y que no ha sido modelado en los estudios previos.

Damsgaard (2003). El autor estima la demanda residencial de electricidad empleando datos de corte transversal para 1600 hogares de Suecia durante el año de 1997. Su modelo consta de dos ecuaciones de comportamiento, una ecuación para la demanda de electricidad de largo plazo condicionada al stock de bienes durables, y otra ecuación para la demanda de los bienes durables.

La información empleada proviene de tres fuentes: el consumo de electricidad y el precio de la electricidad es obtenida de la base de datos de la compañía distribuidora de electricidad; el ingreso familiar es obtenido de los registros públicos; finalmente, la información en lo referente a las características del hogar, el stock y uso de artefactos eléctricos, el conocimiento y el interés en la conservación de la energía son obtenidos mediante una encuesta.

Los resultados estimados de la demanda residencial de electricidad, mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios, confirman la hipótesis de que la información acerca del *stock* de artefactos, además de la información económica y demográfica, es importante, pero que la información acerca del comportamiento, las actitudes e interés son menos importantes.

La elasticidad precio para la electricidad varía entre -1.35 y -0.92 según la especificación de la función de demanda. El valor de la elasticidad precio es mayor cuando se estima sin incluir las variables exógenas que capturan la tenencia de artefactos eléctricos y otras variables explicativas; lo cuál es interpretado en el sentido de que la sensibilidad en el precio tiene doble efecto: Un efecto indirecto a través de la elección de los artefactos eléctricos y un efecto directo del mismo precio de electricidad. La elasticidad ingreso estimada es positiva y significativa en diversas especificaciones. El valor de la

elasticidad ingreso es mayor cuando se incluyen pocas variables explicativas y se reduce considerablemente cuando se aumenta el número de variables explicativas.

Benavente, Galetovic, Sanhueza y Serra (2004) . Los autores estiman la demanda residencial por energía eléctrica para Chile con un panel de 18 empresas distribuidoras de electricidad empleando datos mensuales entre enero de 1995 y diciembre del 2001.

Empleando la metodología de Arellano y Bond (1991), así como de Blundell y Bond (1998), estiman una elasticidad precio de la demanda por energía eléctrica de -0.0548 para un mes y -0.39 en el largo plazo. Vale decir que si el precio de la electricidad aumenta en 10 por ciento, al mes siguiente la cantidad demanda disminuiría en 0.548 por ciento.

El modelo que presentan permite calcular las elasticidades de corto y largo plazo sin emplear datos sobre el *stock* de equipos. El modelo de ajuste parcial lo estipulado por Berndt (1991). La idea central es que el consumo deseado es aquel que elegirán los usuarios si su *stock* de equipos estuviera en su óptimo de largo plazo. Y así sería todo el tiempo si no fuera intolerablemente costoso ajustar al instante el *stock* de equipos cuando cambia el precio de los equipos, el precio de la electricidad, el de los energéticos sustitutos, o el ingreso. Por lo tanto, en un momento dado el *stock* de equipos y el consumo de energía serían distintos al equilibrio de largo plazo.

“En el corto plazo el *stock* de equipos que utilizan electricidad es fijo; sus características sólo cambian paulatinamente a medida que se reemplazan. Por lo tanto, los desplazamientos a lo largo de la curva de demanda seguramente serán mucho mayores en el largo plazo. Por ejemplo, si el precio de la energía aumenta, en el corto plazo una familia disminuirá la intensidad con que utiliza sus aparatos eléctricos. Sin embargo, en el largo plazo esta misma familia podría reemplazar los aparatos eléctricos por otros que usan otras fuentes de energía, o bien adquirir aparatos que consumen electricidad en forma más eficiente. Un ajuste de *stock* importante, y seguramente toma poco tiempo, es cambiar la potencia de las ampollas. Por ejemplo, si sube el precio, se puede iluminar con ampolletas de 60W en vez de 75W”. (Benavente, Galetovic, Sanhueza y Serra; 2004. Pág.3).

La metodología propuesta en esta contribución es la estimación de paneles dinámicos con datos mensuales y procesos de ajuste no instantáneos donde tanto el número de observaciones como el período es pequeño.

En la Tabla 1.2, se presenta un resumen sobre los resultados de las estimaciones de las elasticidades precio e ingreso para la demanda residencial de electricidad de corto y de largo plazo para un conjunto de estudios revizados. La tabla muestra que la elasticidad precio de corto plazo varía en un rango de -1.35 y -0.02, mientras que la demanda de largo plazo varía en un rango de -1.89 y -0.22, lo cual sugiere que la demanda residencial de electricidad de corto plazo es más inelástica con respecto a la elasticidad precio de largo plazo. Asimismo, la elasticidad precio de corto plazo y largo plazo son más inelásticas en los países en vías de desarrollo con respecto a los países desarrollados. Finalmente, la tabla muestra que la elasticidad ingreso de corto plazo es más inelástica con respecto a la elasticidad de largo plazo.

Tabla 1.2: Resumen sobre los resultados de las estimaciones de las elasticidades precio e ingreso de la demanda residencial para los estudios revizados

País	Estudio	Precio (corto plazo)	Precio (largo plazo)	Ingreso (corto plazo)	Ingreso (largo plazo)
Chile	Chumacero et al (2000)	-0,09 a -0,02	-0,79 a -0,34	0,51 a 0,27	1,3 a 0,9
Chile	Benavente et al (2004)	-0,05	-0,39	0,079	0,2
Costa Rica	Westley (1989)		-0,45		
EE.UU	Fisher y Kaysen (1962)	-0,15		0,10	
EE.UU	Houthakker y Taylor (1970)	-0,13	-1,89	0,13	1,94
EE.UU	Mount et al (1973)	-0,14	-1,2	0,02	0,2
EE.UU	Anderson (1973)		-1,2		0,8
EE.UU	Houthakker, et al (1973)	-0,09	-1,02	0,14	1,64
EE.UU	Chang y Hsing (1991)	-0,36 a -0,13	-1,39	0,36 a 0,13	
EE.UU	Westley (1988)		-0,99		
EE.UU	Madala et al (1997)	-0,21 a -0,15	-1,03 a -0,22	0,43 a 0,13	1,58 a 0,04
EE.UU	Garcia-Cerruti (2000)	-0,13	-0,17	0,11	0,15
EE.UU	Reiss y White (2002)		-0,39		0,00
México	Berndt y Samaniego (1984)		-0,47		
Grecia	Donatos y Mergos (1991)	-0,21	-0,58	0,53	1,5
Paraguay	Westley (1984)		-0,56		
Reino Unido	Houthakker (1962)			1,16	
Suecia	Damsgaard (2003)	-1,35 a -0,92		0,09 a 0,33	

Fuente: [6],[13],[15],[24],[25],[29],[36],[40],[63],[67],[76],[78],[81],[82]

Elaboración: propia.

1.1.4. Literatura sobre la estimación de funciones de demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales

En esta sección se hace una breve revisión de la principales contribuciones existentes sobre la estimación de la demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales, los cuales generalmente están vinculadas a la fijación de precios por bloque en los servicios públicos, la aplicación de un sistema de impuestos progresivos al ingreso en el mercado de trabajo, los programas de bienestar del Estado, etc.

Taylor (1975) hace un análisis crítico de la literatura econométrica sobre la demanda por electricidad, en el cual se destacan las características singulares como son la tarifación multiparte decreciente por bloque, la necesidad de distinguir entre la demanda de corto y largo plazo, etc. Las recomendaciones más importante sugeridas son:

- La demanda de electricidad debe ser estimada con precios marginales *ex-ante* en lugar de precios promedios *ex-post*, dado que en equilibrio el consumidor iguala los beneficios marginales con los costos marginales, mientras el uso del precio promedio *ex-post*, obtenido mediante la división del gasto total sobre la cantidad consumida de electricidad conduciría al problema de sesgo de simultaneidad e identificación. La función de oferta definida con respecto al precio promedio bajo un esquema de fijación de precios decrecientes por bloque tiene pendiente negativa. En consecuencia la pendiente negativa en las estimaciones del consumo de electricidad con respecto al precio promedio reflejaría la pendiente negativa de la curva de oferta en lugar de la pendiente de la curva de demanda.
- La participación de los bienes durables en el proceso productivo hace la distinción entre la demanda de electricidad de corto y largo plazo. El corto plazo es definido

por la condición de que el *stock* de durables que consume electricidad es fijo, mientras el largo plazo toma el *stock* de durables como variable

- La electricidad no genera utilidad por sí misma, sino más bien es deseada como un insumo dentro de otros procesos productivos (o actividades) que reportan utilidad. Todos los procesos productivos dentro de la función de producción del hogar utilizan un *stock* de bienes durables (lámpara, estufa, calefactor del agua, etc), y la electricidad provee el insumo energía. La demanda por electricidad es así una demanda derivada por el producto del proceso en cuestión.
- La elasticidad precio de la demanda por electricidad, para todos los grupos de consumidores, es más grande en el largo plazo que en el corto plazo; lo mismo sucede para el caso de la elasticidad ingreso. A través de resultados obtenidos de otros estudios el autor concluye que a) la elasticidad precio de la demanda por electricidad, para todos los casos de consumidores es mucho mayor en el largo plazo que en el corto plazo, b) la elasticidad precio de largo plazo es señalada como elástica, y (c) las magnitudes de la elasticidad ingreso de largo plazo es mixta.

Burtless y Hausman (1978) derivan la función de máxima verosimilitud para la estimación de la demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales. Particularmente, los autores analizan la oferta de trabajo en dos grupos de trabajadores: Un primer grupo de trabajadores enfrentan conjuntos presupuestarios convexos generados por la aplicación de un sistema de impuesto progresivo y un segundo grupo de trabajadores enfrentan un conjunto presupuestario no convexo generado por la aplicación de un programa de transferencias por parte del gobierno.

El análisis teórico de la oferta de trabajo es una aplicación directa de la maximización

de la utilidad en la cual los individuos se enfrentan a precios y salarios determinados en el mercado. De esta manera, los autores sostienen que el comportamiento del consumidor bajo conjuntos presupuestarios no lineales puede ser analizada mediante dos enfoques: el primer enfoque consiste en especificar una función de utilidad directa o indirecta y luego se derivan las funciones de demanda del consumidor; el segundo enfoque, surge de la teoría de la dualidad, una vez formulada la función de demanda del consumidor, mediante la identidad de Roy, se obtiene la función indirecta de utilidad mediante integración.

Para el análisis de la oferta de trabajo (vista como la demanda ordinaria), Burtless y Hausman (1978), derivan una función indirecta de utilidad a partir de una función de demanda ordinaria empleando la identidad de Roy. Luego, la función indirecta de utilidad es empleada para el análisis de la oferta de trabajo en casos más complicados en el cual el conjunto presupuestario del consumidor es convexa en algunos tramos y no convexa en otros tramos, creada por la aplicación de un sistema de impuesto progresivo y los programas de transferencias, respectivamente.

Según estos autores, en vista que la utilidad es no observable, la estimación puede realizarse únicamente observando la demanda del consumidor. Con este propósito especifican un modelo de oferta de trabajo con elasticidad de sustitución constante, en donde las horas trabajadas en un determinado período es una función de una constante determinada por las características individuales, del salario neto y del ingreso no laboral. Luego, derivan una función indirecta de utilidad.

Con el propósito de estimar los parámetros de la función de oferta, Burtless y Hausman (1978) toman en cuenta dos fuentes de aleatoriedad en los datos. En primer lugar,

especifican una función de oferta de trabajo estocástica con heterogeneidad entre los individuos, dado que se esperaría que ocurran diferencias aleatorias entre las horas de trabajo ofrecidas y las horas de trabajo preferidas. En segundo lugar, la aleatoriedad en los datos ocurre debido a la variación en las preferencias de los individuos. Dos individuos con las mismas características personales quienes enfrentan el mismo conjunto presupuestario pueden preferir trabajar sustancialmente diferentes cantidades de horas. En el modelo especificado por estos autores, la oferta de trabajo es una función de una constante, el salario, y el ingreso no laboral. Con la finalidad de capturar las diferencias en las preferencias de los individuos los autores asumen que la constante está determinada por las características individuales.

Hausman(1985), en su seminal contribución discute el enfoque econométrico para la demanda del consumidor con conjuntos presupuestarios no lineales y, además, presenta un modelo de elección bajo incertidumbre en este contexto. Según el autor, algunas situaciones económicas que generan conjuntos presupuestarios no lineales son:

Los precios de electricidad: el hecho de que el precio marginal de la electricidad aumente o disminuya según el nivel de consumo por rangos, genera conjuntos presupuestarios convexos y no convexos.

La oferta de trabajo: con impuestos progresivos después de los impuestos los salarios dependen del impuesto y del número total de horas trabajadas. Otros ejemplos que están relacionados con la oferta de trabajo son las transferencias del gobierno que a menudo son atados con tasas de impuestos marginales más altas, los beneficios de la seguridad social, los beneficios de invalidez y los programas de ayuda a las familias con niños de dependencia.

Los bienes durables: la no linealidad en el conjunto presupuestario no es aparente-

mente inmediato. La frecuencia con el se utiliza los bienes durables en el proceso de “producción del hogar”, depende del costo unitario generado por estos bienes. Por ejemplo, el costo por milla conducido depende de la eficiencia del motor del automóvil que está siendo usado. Asimismo, cuando un consumidor enfrenta la decisión conjunta de compra el bien durable junto a su intención de uso, enfrenta restricciones de presupuestos no lineales lo cuál además se complica debido al hecho de que el precio de compra de los bienes durables usualmente varía con su eficiencia de utilización y otros factores.

La tarifa en dos partes: el hecho que el consumidor puede suscribirse a diferentes tipos de servicios donde se impone un cargo fijo y el precio de una unidad de demanda varía de acuerdo al tipo de servicio elegido, genera conjuntos de presupuestos no lineales.

Hausman (1985) particularmente analiza la oferta de trabajo bajo conjuntos conjuntos presupuestarios con multiples equilibrios. El problema de maximización de un individuo que se enfrenta a dos bienes puedes ser tratado mediante la teoría de la dualidad planteado por Burtless y Hausman (1978), que consiste en formular una función de oferta de trabajo apropiado y luego mediante la identidad de Roy se deriva la función indirecta de utilidad. Luego, la función indirecta de utilidad es empleada para analizar la oferta bajo conjuntos presupuestarios no lineales. Aunque el enfoque de la dualidad tiene sus ventajas⁸ en un análisis que involucra más de dos bienes éste enfoque resultaría inconveniente debido a que el sistema de sistema de ecuaciones diferenciales parciales que satisfacen las condiciones de integrabilidad pueden no tener solución.

⁸ Según Hausman (1985) estas ventajas son: Primero, permite usar los datos empíricos de manera directa para decidir sobre las funciones demanda. Segundo, la especificación lineal de los parámetros permite una especificación estocástica conveniente. Tercero, la función indirecta de utilidad puede ser obtenido directamente mediante la integración del sistema de ecuaciones que resulta de aplicar la identidad de Roy.

Por otro lado, el mayor problema del enfoque de la función indirecta de utilidad se halla en que la identidad de Roy involucra un ratio. Por ejemplo, a partir de una función indirecta de utilidad lineal en parámetros se obtiene una función de demanda no lineal en los parámetros (incluye ratios de los parámetros) a menos que se asume la homoteticidad. De esta manera, la especificación estocástica de una función indirecta de utilidad puede entonces resultar mucho más difícil, por lo que el autor recomienda asumir que la función de utilidad ya fue derivada o se ha asumido una forma funcional. En esta perspectiva, Hausman (1985) propone una manera conveniente de resolver este problema empezando con una especificación de una función de utilidad indirecta y luego encontrar las funciones de demanda correspondiente.

Moffitt (1986) emplea un enfoque de máximo verosimilitud para el análisis y la estimación de funciones de demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales de tipo convexo y no convexo con dos segmentos lineales y un quiebre. Según el autor, las funciones de demanda tanto en el caso convexo como en el no convexo son altamente no lineales en los precios, los ingresos y los parámetros de la función de utilidad, lo cual conllevaría a dificultades en la estimación econométrica. Por esta razón, el autor recomienda estimar el modelo mediante los métodos de mínimos cuadrados no lineales o máxima verosimilitud, debido a que estos métodos tienen propiedades convenientes para grandes muestras (consistencia, normalidad asintótica, y eficiencia asintótica). Bajo el supuesto de normalidad de los errores ambos métodos resultarían equivalentes. Por el contrario, las estimaciones mediante el métodos de mínimos cuadrados ordinarios resultaría sesgada e inconsistente.

Según el autor, la especificación de la función de demanda completa debería incluir

dos errores: un error de heterogeneidad y un error de medida. El error de heterogeneidad es una función de las características sociodemográficas de los individuos, mientras que el error de medida surge en la etapa de estimación desde que los segmentos y puntos de quiebre de son desconocidos.

Según Moffitt (1986), los conjuntos presupuestarios no lineales pueden surgir una variedad de circunstancias, principalmente en lo concerniente con los programas de impuestos y transferencias del gobierno⁹, los impuestos a la renta, los programas de bienestar que crean un punto de corte en el punto de elección del umbral del ingreso, los programas de subvención a las regiones o localidades, los esquema de fijación de precios por bloque en los servicios públicos, los descuentos de precios por volumen en el sector privado, y los costos fijos de las empresas.

Maddock, Castaño et al. (1992) estiman las elasticidades de la demanda por electricidad para los usuarios residenciales en Medellín, Colombia bajo un esquema de fijación de precios por bloque. En esta investigación se contrasta los métodos seguidos por Hausman (1979, 1985) con aquellos basados en Rosen (1976). Con el propósito de resolver la diferencia de los resultados obtenidos por ambos métodos, emplean el método de corrección del sesgo de selectividad generalizada debido a Vella (1990).

La estructura de precios contiene 5 bloques (el primero bloque abarca de 0 a 200kWh, el segundo de 200 a 400 kWh, el tercero de 400 a 800 kWh, el cuarto de 800 a 1600 kWh, y el quinto por encima de 1600 kWh) y el cargo fijo varía de acuerdo al tipo del vecindario.

⁹ los impuestos progresivos al ingreso no sólo afecta la elección de la oferta de trabajo sino, también la demanda por bienes (alojamiento, cuidado médico, etc.)

Los resultados, empleando datos de una encuesta a 1500 hogares, llevada a cabo por Empresas Públicas de Medellín durante los meses de mayo y junio de 1986, muestran que la elasticidad precio de la demanda de electricidad es más pequeña en los estratos socioeconómicos con menores niveles de ingresos. Así por ejemplo, en los estratos 1 y 2 la elasticidad precio es de -0.166; en los estratos 3 y 4 es de -0.506; y en los estratos 5 y 6 es de -0.791. La elasticidad precio para toda la muestra es -0.466.

Cavanagh, Hanemann et al.(2002) estiman la demanda residencial de agua bajo precios crecientes por bloque, empleando información de datos de panel para una muestra de 1,082 hogares servidos por 16 empresas de saneamiento en 11 áreas urbanas en los Estados Unidos y Canadá, dentro de los cuales el 39 por ciento de los hogares enfrentan un precio marginal constante, y el 61 por ciento enfrentan precios por bloque. Sus resultados muestran que la sensibilidad de la demanda residencial de agua es considerablemente bajo, y que el efecto de la estructura de precios puede ser más influyente que la misma magnitud del precio marginal. Asimismo, la información empleada sobre las características sociodemográficos y de la vivienda, es importante para explicar la demanda del agua.

La demanda residencial del agua es estimada mediante el modelo de elección discreta/continua (EDC), empleando un enfoque de máxima verosimilitud. Con la finalidad de comparar los resultados del modelo EDC realizan otras estimaciones mediante los métodos de variables instrumentales (VI) y mínimos cuadrados generalizados (MCG). El coeficiente para el precio mediante el método VI es -0.63, mediante el método EDC es -0.34 y de 1.40 mediante el método MCG.

Según Cavanagh, Hanemann et al (2002), el análisis del problema de la maximización del consumidor bajo conjuntos presupuestarios no lineales genera problemas para la estimación econométrica de las funciones de demanda. Primero, la elección discreta del bloque o quiebre y la elección continua de la cantidad, se hace simultáneamente, por lo que ambos deberían ser modelados. Además, la elección del bloque, la cantidad, y el precio marginal son endógenos. Si se empleara un modelo econométrico con un sólo error estocástico, el tamaño del término de error, el precio marginal, y el ingreso familiar estarían sistemáticamente correlacionados, en consecuencia el estimador por el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) estaría sesgado y sería inconsistente, debido a la simultánea determinación del precio y del bloque de consumo. Por otro lado, los métodos como mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E) y el método de variables instrumentales (VI) alivian el problema de endogeneidad del precio y la cantidad, sin embargo, no tienen en cuenta la elección discreta del quiebre y el bloque de consumo, así como la elección continua de la cantidad dentro del bloque.

En este sentido, según los autores, el mejor modelo que trata las cuestiones teóricas y econométricas asociadas con la fijación de precios por bloque es el modelo de elección discreta/continua con dos errores, el cual se estima mediante máxima verosimilitud. El modelo EDC es esencialmente una expresión de probabilidad. La expresión de probabilidad para una observación individual es la suma de expresiones de probabilidad conjunta, una para cada quiebre o bloque lineal de la restricción presupuestaria. La maximización de la expresión de probabilidad, en la forma de función de verosimilitud, permite estimar los parámetros.

Reiss y White (2002), se orientan a resolver las dificultades generadas por la fijación de precios no lineales, la heterogeneidad en la sensibilidad del precio del con-

sumidor, y la agregación del consumo en el tiempo. El enfoque que emplean los autores está basado sobre el análisis microeconómico de la demanda bajo fijación de precios no lineales, de modo que el modelo puede ser empleado para evaluar el comportamiento del consumo bajo diferentes estructuras tarifarias. El esquema también se orienta a tratar las estimaciones en mercados con presencia de precios no lineales, incluyendo la autoselección de consumidores en un esquema de precios no lineales, tarifas diferenciadas para consumidores con características específicas (tales como precios de descuento para hogares con menores ingresos), y la heterogeneidad en la sensibilidad del precio del consumidor. Ellos examinan los efectos de un nuevo diseño tarifario para el consumo residencial de electricidad en California, después de la crisis de oferta de electricidad en aquel Estado, en donde los reguladores aprobaron una estructura de precios con cinco bloques de consumo. Este diseño tuvo como objetivo inducir la conservación de la energía, aumentar los ingresos de las firmas y minimizar el cambio en el gasto para los hogares de menores ingresos.

El análisis teórico y la metodología de estimación para la demanda bajo la restricción presupuestaria no lineal empleada por Reiss y White (2002) se basan en las contribuciones de Hanemann (1984) y Hausman (1985). El modelo formulado para la demanda de electricidad residencial bajo la restricción de presupuesto no lineal es desde una perspectiva econométrica un modelo de regresión censurada, en el cual el censuramiento ocurre al interior de la distribución del consumo de electricidad en lugar de las colas como ocurre en el modelo Tobit. Por otro lado, la información sobre consumo de electricidad no es registrado a nivel de artefactos individuales, sino únicamente el nivel de consumo agregado del hogar. En este sentido, la electricidad usada por cada uno de los artefactos eléctricos es considerada como una variable latente, o no observable. Por consiguiente, las especificaciones de la demanda a nivel de artefactos es agregada para

obtener un modelo de demanda de electricidad para los hogares.

La demanda de electricidad para los hogares es una función del precio marginal de electricidad, del ingreso familiar, de la tenencia de bienes durables, las características sociodemográficas de los hogares y un término estocástico que captura las características no observables de los individuos.

Estos autores, empleando una muestra de 1,307 hogares de California, estiman una elasticidad precio promedio anual para la demanda de electricidad igual a -0.36, mediante el método de mínimos cuadrados generalizados y de -0.28 mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios. Sin embargo, la elasticidad ingreso promedio anual estimada por ambos métodos es igual a cero.

1.1.5. Evaluación de la revisión de la literatura

Mediante la breve revisión de los diversos estudios sobre la demanda residencial de electricidad, se puede resumir los siguiente aspectos:

Persistencia en el consumo: Los estudios de Houthakker y Taylor (1970), Houthakker, Verleger y Sherhan (1973), Benavente, Galetovic, Sanhueza y Serra (2004) y Leth-Petersen (2002), muestran empíricamente la existencia de la persistencia en el consumo de la electricidad.

La elasticidad precio de corto plazo y de largo plazo: La revisión de la literatura resumida en la Tabla 1.2 sugieren que la demanda residencial de electricidad es inelástica en el corto plazo, mientras que en el largo plazo es relativamente

elástica. Asimismo, la demanda de electricidad es más inelástica en los países en vías de desarrollo con respecto a los países desarrollados.

La demanda de electricidad de corto plazo y de largo plazo: Los diversos estudios sobre la demanda residencial de electricidad sostienen que la distinción entre la demanda de corto plazo y de largo es atribuida al *stock* de bienes durables que utilizan la electricidad. En el corto plazo el *stock* de bienes durables es fijo, mientras que en el largo plazo es variable. De esta manera, en el corto plazo dado el *stock* de bienes durables la intensidad de uso de estos bienes depende del precio de la electricidad, el ingreso del hogar y las características individuales del hogar (Fisher y Kaysen, 1962; Houthakker, Verleger y Sherhan; 1973; Acton, Mitchell y Sohlberg, 1980; Taylor, 1975).

La fijación de precio por bloque: Este esquema de fijación de precios genera las siguientes consecuencias. Primero, la restricción de presupuestos del consumidor es no lineal. Segundo, el consumidor toma una decisión de manera conjunta sobre la elección de los bloques (decisión discreta) y la elección de la cantidad dentro del bloque (decisión continua). Tercero, la elección del precio marginal, el bloque de consumo, y la cantidad dentro del bloque son endógenos.

La heterogeneidad en las preferencias del consumo: Los estudios de Burtless y Hausman (1978), Hausman (1985), Moffitt (1986), Maddock, Castaño, et al. (1992), y Cavanagh, Haneman et al. (2002), Reiss y Whitte (2002), destacan la existencia de heterogeneidad en las preferencias por el consumo.

Consideraciones econométricas: La demanda del consumidor bajo conjuntos presupuestarios no lineales y la heterogeneidad en las preferencias por el consumo, debería ser estimada simultáneamente en una sola etapa mediante un enfoque de

máxima verosimilitud con dos fuentes de error. Asimismo, la demanda de electricidad debe ser estimada con precios marginales *ex-ante* en lugar de precios promedios *ex-post*. El uso del precio promedio *ex-post*, conduciría al problema de simultaneidad e identificación.

En esta perspectiva, en la sección 2.1 del capítulo 2, se deriva un modelo para la demanda residencial de electricidad con formación de hábitos en el consumo empleando la teoría del ciclo de vida. Mientras que en la sección 2.2 se analiza la demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales considerando la función de demanda de electricidad en la sección 2.1.



Capítulo 2

Esquema Teórico

En esta sección se deriva un modelo de demanda residencial de electricidad a partir de una función de utilidad intertemporal que incluye la formación de hábitos en el consumo empleando la teoría del ciclo de vida en la dirección de McCurdy (1981), Altonji (1986) Bover (1991) y Eklöf y Sacklén (1997) El modelo permite distinguir entre las factores determinantes del comportamiento dinámico del consumidor y los factores determinantes específicas de los hogares. Esta separación permite incorporar las características específicas de los hogares en el modelo dinámico.

2.1. Demanda residencial de electricidad con formación de hábitos en el consumo

En un contexto de formación de hábitos en el consumo, la utilidad del consumidor no solamente depende del nivel de consumo actual, sino también depende de un *stock* de hábitos que se forma en base a los consumos rezagados¹.

¹ Otros modelos con formación de hábitos en el consumo se encuentra en los estudios de Hall (1978)[43], Deaton y Muellbauer (1980)[31], Muellbauer (1988)[68], Constantinides (1990)[27], Dynan (2000)[34], Fuhrer(2000) [37], Carrasco y Labeaga(2002)[22] y, Willman (2003)[83]

En este contexto, la función de utilidad de un hogar representativo puede ser escrita de la siguiente forma:

$$U_t = E_t \sum_{s=0}^T \beta^s U(S_{i,t+s} - \varphi S_{i,t+s-1}, x_{i,t+s}) \quad (2.1)$$

Donde E_t representa el operador de expectativas dada la información en t , $\beta = \frac{1}{1+\rho}$ es el factor de descuento, ρ es la tasa de preferencia, $S_{i,t}$ es el servicio generado por la electricidad y el *stock* de equipos del hogar i en el período t , $x_{i,t}$ es el consumo del resto de bienes privados, $S_{i,t+s} - \varphi S_{i,t+s-1}$ es el servicio efectivo generado por el uso de la electricidad y el *stock* de equipos y artefactos eléctricos, el término $\varphi S_{i,t-1}$ representa el *stock* de hábitos² y φ mide la persistencia en los hábitos.

La ecuación que representa el consumo efectivo ($\bar{S}_{i,t}$) es:

$$\bar{S}_{i,t} = S_{i,t} - \varphi S_{i,t-1} \quad (2.2)$$

Según la teoría de la formación de hábitos, se dice que existe persistencia en el consumo si $\partial U_{i,t}/\partial S_{i,t-1} < 0$ ($\phi > 0$) y existe durabilidad si $\partial U_{i,t}/\partial S_{i,t-1} > 0$ ($\phi < 0$). De esta manera, para un nivel dado de consumo presente, un mayor *stock* de hábitos genera una menor utilidad. Intuitivamente, la persistencia en los hábitos de consumo significa que los hogares están en desacuerdo con las fluctuaciones en el nivel de consumo; ellos toman en cuenta los niveles de consumo de los períodos previos con la finalidad de elegir cuanto consumir en el siguiente período.

La restricción de presupuesto en el problema de maximización de utilidad con formación de hábitos viene expresada en la siguiente ecuación:

$$A_{i,t+1} = (1 - r_{i,t})[A_{i,t} + y_{i,t} - p_{i,t}C_{i,t} - x_{i,t}] \quad (2.3)$$

² Para permitir la interdependencia para más de dos períodos, se debe reemplazar el término $\varphi S_{i,t-1}$ por $\sum_{j=1}^J \varphi_j S_{i,j-1}$

donde $R_{i,t} = 1/(1 + r_{i,t})$, $A_{i,t}$ son los activos del hogar, $r_{i,t}$ es la tasa de interés, $y_{i,t}$ es el ingreso del hogar, $p_{i,t}$ es el precio de la electricidad y, $C_{i,t}$ es el consumo de la electricidad en KWh .

2.1.1. Relación entre el servicio y el consumo de electricidad

La demanda de energía eléctrica es una demanda derivada por el uso y la tenencia de equipos y artefactos eléctricos para los servicios producidos por los hogares tales como el calentamiento del agua, cocción de alimentos, etc.

En la presente investigación siguiendo a Leth-Petersen (2002) se postula que la relación entre el servicio generado por los equipos y artefactos eléctricos y el consumo de electricidad de estos equipos y artefactos eléctricos, puede ser representada mediante la siguiente ecuación:

$$S_{i,t} = \tau c_{i,t}^1 + \tau c_{i,t}^2 + \dots + \tau c_{i,t}^J \equiv \tau C_{i,t} \quad (2.4)$$

τ es un parámetro de tecnología constante que transforma la electricidad C en un servicio de uso final S . τ también puede ser visto como un vector de parámetros asociados con los diferentes artefactos eléctricos, finalmente $c_{i,t}^1, c_{i,t}^2, \dots, c_{i,t}^J$ son las cantidades de electricidad consumidas en los diferentes equipos y artefactos eléctricos. El supuesto de parámetro de tecnología constante es plausible dado que el consumo de electricidad a nivel de los artefactos eléctricos no se registra (Leth-Pertersen: 2002). Por consiguiente, el nivel de consumo efectivo del servicio de uso final ($\bar{S}_{i,t}$) en relación al consumo efectivo de la electricidad $\tilde{C}_{i,t}$ resulta:

$$\bar{S}_{i,t} = \tau \underbrace{[C_{i,t} - \varphi C_{i,t-1}]}_{\tilde{C}_{i,t}} \quad (2.5)$$

2.1.2. Condiciones de primer orden para la maximización de la utilidad

La condición de primer orden para el problema de optimización vienen expresadas mediante las siguientes ecuaciones:

$$U_1[C_{i,t+s}, x_{i,t+s}] = R^s(1 + \rho)^s p_{i,t+s} \lambda_{i,t}, \quad s = 0, 1, 2, \dots, T. \quad (2.6)$$

$$U_2[C_{i,t+s}, x_{i,t+s}] = R^s(1 + \rho)^s \lambda_{i,t}, \quad s = 0, 1, 2, \dots, T. \quad (2.7)$$

Donde $U_1[C_{i,t+s}, x_{i,t+s}]$ es la utilidad marginal del consumo de la electricidad C , mientras que $U_2[C_{i,t+s}, x_{i,t+s}]$ es la utilidad marginal del consumo del bien privado x . $\lambda_{i,t}$ es el multiplicador de Lagrange asociado a la restricción de presupuesto del consumidor y representa la utilidad marginal del ingreso en el período 0. De acuerdo a la condición (2.6), el consumo de la electricidad es elegida de modo que la utilidad marginal del consumo sea igual a la utilidad marginal del ingreso ajustado por el factor de descuento que depende de la tasa de preferencia y la tasa de interés. La condición (2.7) determina la elección del consumo del bien privado.

Adoptando la siguiente función de utilidad³ el consumidor maximiza

$$U_{i,t} = \sum_{s=0}^T (1 + \rho)^{-s} (B_{1i,t+s} \ln[\tau C_{i,t+s} + \varphi \tau C_{i,t+s-1}] + B_{2i,t+s} \ln x_{i,t+s}) \quad (2.8)$$

Donde $B_{1i,t+s}$ y $B_{2i,t+s}$ capturan las diferencias específicas en los gustos del consumidor lo cual depende de un conjunto de características que afectan sus preferencias en el

³ Hay otras funciones de utilidad que tienen una especificación conveniente para λ constante. Tres de esas funciones son:

$$\begin{aligned} U_i[\bar{S}_{i,t}, x_i(t)] &= B_{it}[\bar{S}_{it}(t)]^{w_1} + B_{2i}(t)[x_{it}(t)]^{w_2} \\ U_i[\bar{S}_{i,t}, x_i(t)] &= (1 + w_1)^{-1} w_1 B_{it}[\bar{S}_{it}(t)]^{1 + \frac{1}{w_1}} + B_{2i}(t)[x_{it}(t)]^{1 + \frac{1}{w_2}} \\ U_i[\bar{S}_{i,t}, x_i(t)] &= B_{it} \left[\frac{\bar{S}_{it}(t)}{w_1} \right]^{w_1} + B_{2i}(t) \left[\frac{x_{it}(t)}{w_2} \right]^{w_2} \end{aligned}$$

período t . Siguiendo a Bover (1991) asumimos que $B_{1i,t+s} + B_{2i,t+s} = 1$, lo cual asume homogeneidad, γ es un parámetro constante de tecnología que transforma la electricidad en un servicio de uso final. La restricción de presupuesto es

$$\sum_{s=0}^T \frac{1}{(1+r_{i,t})^s} [y_{i,t+s} - p_{i,t+s}C_{i,t+s} - x_{i,t+s}] = -A_{i,t} \quad (2.9)$$

Al reemplazar la ecuación que describe los hábitos en el consumo en la restricción de presupuestos intertemporal, es decir, $\tilde{C}_{t+s} + \varphi C_{t+s-1}$ en lugar de $C_{i,t+s}$, resulta:

$$\sum_{s=0}^T R^s [p_{i,t+s}(\tilde{C}_{t+s} + \varphi C_{t+s-1})] = \sum_{s=0}^T R^s [x_{i,t+s}] + \sum_{s=0}^T R^s [y_{i,t+s}] + A_{i,t} \quad (2.10)$$

donde:

$$\begin{aligned} & \sum_{s=0}^T R^s p_{i,t+s}(\tilde{C}_{i,t+s} + \varphi C_{i,t+s-1}) = p_{i,t}(\tilde{C}_{i,t} + \varphi C_{i,t-1}) + R p_{i,t+1}(\tilde{C}_{i,t+1} + \varphi \tilde{C}_{i,t+1} + \varphi^2 C_{i,t-1}) + \\ & R^2 p_{i,t+2}(\tilde{C}_{i,t+2} + \varphi \tilde{C}_{i,t+1} + \varphi^2 \tilde{C}_{i,t} + \varphi^3 C_{i,t-1}) + R^2 p_{i,t+2}(\tilde{C}_{i,t+2} + \varphi \tilde{C}_{i,t+1} + \varphi^2 \tilde{C}_{i,t} + \varphi^3 C_{i,t-1}) \dots \\ & = C_{i,t-1}[p_{i,t} + R\varphi p_{i,t+1} + R^2\varphi^2 p_{i,t+2} + \dots] + \tilde{C}_{i,t}[p_{i,t} + R\varphi p_{i,t+1} + R^2\varphi^2 p_{i,t+2} + \dots] \\ & + R\tilde{C}_{i,t+1}[p_{i,t+1} + R\varphi p_{i,t+2} + R^2\varphi^2 p_{i,t+3} + \dots] + R^2\tilde{C}_{i,t+2}[p_{i,t+2} + R\varphi p_{i,t+2} + R^2\varphi^2 p_{i,t+3} + \dots] \dots \\ & = C_{i,t-1}p_{i,t}[1 + gR\varphi + g^2R^2\varphi^2 + \dots] + \tilde{C}_{i,t}p_{i,t}[1 + gR\varphi + R^2\varphi^2 p_{i,t+2} \dots] \\ & + \tilde{C}_{i,t+1}p_{i,t+1}[1 + gR\varphi + g^2R^2\varphi^2 + \dots] + \tilde{C}_{i,t+2}p_{i,t+2}[1 + gR\varphi + g^2R^2\varphi^2 \dots] + \dots \\ & = \left[\varphi C_{i,t-1}p_{i,t} + \sum_{s=0}^T R^s p_{i,t+s} \tilde{C}_{i,t+s} \right] \sum_{s=0}^T R^s \varphi^s g^s \\ & = \left[\varphi C_{i,t-1}p_{i,t} + \sum_{s=0}^T R^s p_{i,t+s} \tilde{C}_{i,t+s} \right] \frac{1}{1 - \varphi Rg} \end{aligned} \quad (2.11)$$

Donde g es el operador de adelantos relacionado con los precios. Denotando $k = 1 - \varphi Rg$, la restricción de presupuestos que incluye la formación de hábitos resulta:

$$\sum_{s=0}^T R^s [p_{i,t+s} \tilde{C}_{i,t+s} + x_{i,t+s}] = k[A_{i,t} + \sum_{s=0}^T R^s [y_{i,t+s}] - \varphi p_{i,t} C_{i,t-1}] \quad (2.12)$$

Maximizando (2.8) con respecto a la restricción de presupuesto transformado (2.15), tenemos:

$$\tilde{C}_{i,t+s} = R^{-s}(1 + \rho)^{-s} \frac{B_{1i,t+s}}{p_{i,t+s}} \lambda_{i,t}^{-1}, \quad s = 0, 1, \dots, T \quad (2.13)$$

$$x_{i,t+s} = R^{-s}(1 + \rho)^{-s} B_{2i,t+s} \lambda_{i,t}^{-1}, \quad s = 0, 1, \dots, T \quad (2.14)$$

Reemplazando la ecuación (2.13) y (2.14) en (2.15) resulta:

$$\sum_{s=0}^T (1 + \rho)^{-s} \lambda_{i,t}^{-1} [B_{1i,t+s} + B_{2i,t+s}] = k[A_{i,t} + \sum_{s=0}^T R^s [y_{i,t+s}] - \varphi p_{i,t} C_{i,t-1}] \quad (2.15)$$

$$\lambda_{i,t}^{-1} = \left[\sum_{s=0}^T (1 + \rho)^{-s} \right]^{-1} k[A_{i,t} + \sum_{s=0}^T R^s [y_{i,t+s}] - \varphi p_{i,t} C_{i,t-1}] \quad (2.16)$$

Reemplazando la ecuación (2.16) en (2.13), resulta:

$$\tilde{C}_{i,t} = \frac{B_{1i,t}}{p_{i,t}} \left[\sum_{s=0}^T (1 + \rho)^{-s} \right]^{-1} k[A_{i,t} + \sum_{s=0}^T R^s [y_{i,t+s}] - \varphi p_{i,t} C_{i,t-1}] \quad (2.17)$$

$$C_{i,t} - \varphi C_{i,t-1} = B_{1i,t} \left[\frac{1 + \rho}{\rho} k \frac{A_{i,t} + \frac{1}{1-RG} [y_{i,t}]}{p_{i,t}} - \frac{1 + \rho}{\rho} \varphi C_{i,t-1} \right] \quad (2.18)$$

La forma funcional asumida para las características específica del hogar ($B_{1i,t}$) difiere en los diversos estudios según el contexto de la investigación (MaCurdy, 1981; Altonji, 1986 y Bover (1991))⁴. En este trabajo se asume que $B_{i,t} = \exp(Z_i \phi + \eta_{i,t})$, donde Z_i es un vector de características invariantes del hogar y $\eta_{i,t}$ es un término de error que varía en el tiempo con media cero.

Al tomar logaritmos la ecuación (2.18) resulta:

$$\ln[C_{i,t} - \varphi C_{i,t-1}] = Z_i \phi + \eta_{i,t} + \ln \left[\frac{[\frac{1+\rho}{\rho}] k A_{i,t} + [\frac{1+\rho}{\rho}] \frac{1}{1-RG} y_{i,t}}{p_{i,t}} - \frac{1 + \rho}{\rho} \varphi k C_{i,t-1} \right] \quad (2.19)$$

Los activos iniciales $A_{i,t}$ del consumidor son conocidos en el período inicial de modo que se trata de una constante. Por otro lado, siguiendo a Muellbauer (1988) y Dynan

⁴ En el análisis de MaCurdy (1981)[61] el término $B_{i,t}$ es igual a $Z_i \phi_0 + t Z_i \phi_1 + t^2 Z_i \phi_2 + \eta_{i,t}$, $\exp(Z_{i,t} \phi + \eta_{i,t})$ en el análisis de MaCurdy (1983) [62] y $Z_{i,t} \delta + \eta_{i,t}$ en el análisis de Bover (1991)[18].

(2000) el término $\ln [C_{i,t} - \varphi C_{i,t-1}]$ se puede aproximar mediante $\ln C_{i,t} - \varphi \ln C_{i,t-1}$. De esta manera, con la propósito de estimar la ecuación de la demanda residencial de electricidad, aproximamos la ecuación 2.19 mediante la siguiente ecuación:

$$\ln C_{i,t} - \varphi \ln C_{i,t-1} = Z_i \phi + \eta_{i,t} + \ln \alpha_0 + \beta \ln y_{i,t} + \alpha \ln p_{i,t} - \Theta \ln C_{i,t-1} \quad (2.20)$$

donde $\ln \alpha_0$ representa el logaritmo de las constantes. De esta manera, la ecuación final que representa la demanda residencial de electricidad resulta:

$$\ln C_{i,t} = \alpha_0 + a \ln C_{i,t-1} + \beta \ln y_{i,t} + \alpha \ln p_{i,t} + Z_i \delta + \eta_{i,t} \quad (2.21)$$

donde $a = \varphi(1 - \Theta)$.

En la siguiente sección se analiza la demanda residencial de electricidad bajo conjuntos presupuestarios no lineales, bajo un contexto de fijación de precios por bloque.

2.2. Análisis de la demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales

La teoría desde el punto de vista microeconómico para el análisis de la demanda bajo conjuntos de presupuestos no lineales (de tipo convexo y no convexo), puede ser analizado siguiendo las contribuciones de Taylor (1975), Burtless y Hausman (1978), Hausman (1985), Moffitt (1986), Hewitt y Hanemann (1995), Reiss y White (2002) y Cavanagh, Hanemann, et al. (2002).

En esta sección para el análisis de la demanda residencial de electricidad bajo conjuntos presupuestarios no lineales, seguimos principalmente el enfoque seguido por Moffitt (1986) y Cavanagh, Hanemann et al. (2002). En primer lugar, se deriva un modelo de elección discreta/continua (EDC) con la finalidad de analizar la decisión simultánea del

consumidor sobre la elección de los segmentos y puntos de quiebre (decisión discreta) y la elección de la cantidad (decisión continua). Luego se describe la manera como se deriva la función de máxima verosimilitud para la estimación de la demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales con 3 segmentos lineales y 2 quiebres.

2.2.1. Demanda bajo un conjunto presupuestario no lineal convexo, con dos segmentos

La fijación de precios por bloques puede tomar tres formas: (1) precios marginales uniformes o constantes; (2) precios marginales decrecientes por bloques; y (3) precios marginales crecientes por bloques. Todas estas formas son acompañadas por un cargo fijo (Cavanagh, Hanemann y Stavins; 2002).

En el caso del servicio de electricidad la fijación de precios por bloques responde a varios objetivos. Primero, aumentar el ingreso de las empresas del estado. Segundo, promover la conservación de energía eléctrica, sobretodo en los consumidores de mayor demanda. Tercero, habría un objetivo redistributivo mediante este esquema de fijación de tarifas (Reiss y White; 2002).

“La electricidad es un bien necesario (en el sentido que los usuarios de mayores ingresos pagan una fracción menor de su ingreso que los de menores ingresos), de modo que un incremento uniforme en el precio de la electricidad puede ser muy regresivo. Aumentando el precio marginal para los usuarios de mayores niveles de consumo, el regulador busca atenuar esta regresividad y así minimizar la variación en el gasto para los hogares de menores ingresos (Reiss y White; 2002).”

La Figura 2.1, muestra el conjunto de presupuesto para una estructura de precios crecientes con dos segmentos, lo cual es la unión de dos segmentos lineales y un punto

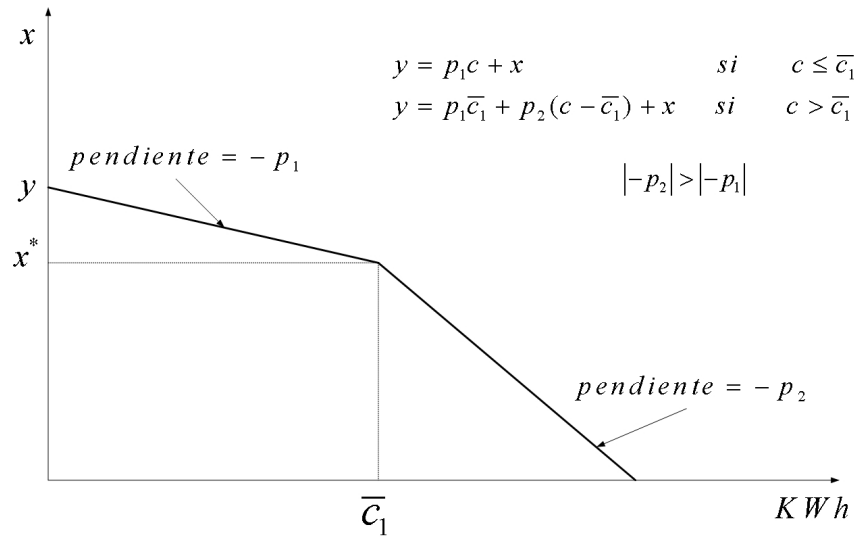


Figura 2.1: Restricción de presupuesto con dos segmentos

de quiebre al nivel de \bar{C} . Formalmente este conjunto de presupuesto puede ser escrito como:

$$\begin{aligned}
 y &= p_1C + x & \text{si} & \quad C \leq \bar{C}_1 \\
 y &= p_1\bar{C}_1 + p_2(C - \bar{C}_1) + x & \text{si} & \quad C > \bar{C}_1
 \end{aligned}
 \tag{2.22}$$

donde x representa el consumo total de bienes privados, C es el consumo de electricidad medido en kWh , \bar{C}_1 es el nivel de consumo en el punto de quiebre, p_1 es el precio de la electricidad en el primer segmento, p_2 es el precio de la electricidad en el segundo segmento, y es el nivel de ingreso. Las ecuaciones de ingreso virtual correspondientes a las restricciones de presupuesto en (2.22) pueden escribirse como:

$$\begin{aligned}
 y &= p_1C + x, & \text{si} & \quad C \leq \bar{C}_1 \\
 \bar{y}_2 &= p_2C + x, & \text{si} & \quad C > \bar{C}_1
 \end{aligned}
 \tag{2.23}$$

donde $\bar{y}_2 = y + (p_2 - p_1)\bar{C}_1$ es el ingreso virtual 2. La intersección de las ecuaciones escritas en (2.23) generan una frontera de presupuestos no lineal, como la mostrada en

la Figura 2.2; en cada bloque hay una frontera lineal definida por el ingreso virtual \bar{y}_i y el precio p_i . Es decir, es lineal por partes; la primera parte coincide con el segmento 1 y la segunda parte coincide con el segmento 2.

Dado este conjunto de presupuestos podemos escribir la función de demanda condicional para C como:

$$\begin{aligned}
 C &= g(p_1, y, z) & \text{si } C &\leq \bar{C}_1 \\
 C &= \bar{C}_1 & \text{si } C &= \bar{C}_1 \\
 C &= g(p_2, \bar{y}_2, z) & \text{si } C &> \bar{C}_1
 \end{aligned} \tag{2.24}$$

donde $g(p, y, z)$ es la función de demanda que resulta de la maximización de la utilidad; lo cual es una función del precio marginal de electricidad p , el ingreso y y de un vector z que representa las características individuales del consumidor. Esta función se denomina condicional porque describe la elección de C condicionado a la elección de los segmentos y el punto de quiebre.

De acuerdo a las expresiones en (2.24) el consumidor tiene 3 opciones: situarse en el segmento 1, situarse en el segmento 2, o en el punto de quiebre. Bajo el supuesto de estricta convexidad de las curvas de indiferencia, C está determinado como sigue. Si la tangencia entre la pendiente de la curva de indiferencia y la pendiente del conjunto presupuestario, ocurre cuando la frontera de presupuestos está dado por la pendiente del ingreso virtual 1, entonces $C = g(p_1, y, z)$. De manera similar, si la tangencia entre la pendiente de la curva de indiferencia y la pendiente del conjunto de presupuesto ocurre cuando la frontera de presupuestos está dado por la pendiente del ingreso virtual 2, entonces $C = g(p_2, \bar{y}_2, z)$. Finalmente, si las tangencias entre estas curvas ocurren fuera de la frontera de presupuestos, los cuales son puntos inalcanzables dada la restricción de presupuesto del consumidor, entonces el consumo óptimo estará situado en el punto

de quiebre.

El problema de maximización de la utilidad puede ser visto empleando la siguiente función indirecta de utilidad:

$$V(p, y) = \max U(C, x) = \max [g(p, y), y - pg(p, y)]$$

donde $V(p, y)$, es la función indirecta de utilidad y $U(C, x)$ es la función de utilidad directa. Al comparar los valores de estas funciones de utilidad para diferentes niveles de precios e ingresos se llegan a los siguientes resultados⁵

$$\begin{aligned} C < \bar{C}_1 & \quad \text{si} \quad U(\bar{C}_1, x^*) < V(p_1, y) > V(p_2, \bar{y}_2) \\ C > \bar{C}_1 & \quad \text{si} \quad U(\bar{C}_1, x^*) < V(p_2, \bar{y}_2) > V(p_1, y) \\ C = \bar{C}_1 & \quad \text{si} \quad V(p_1, y) < U(\bar{C}_1, x^*) > V(p_2, \bar{y}_2) \end{aligned} \tag{2.26}$$

De acuerdo a las expresiones anteriores, los cuales están representadas en la Figura 2.2, el consumidor se ubicará en el segmento 1, si el valor de la función indirecta de utilidad $V(p_1, y)$ evaluada en (p_1, y) es estrictamente superior tanto al valor de la función indirecta de utilidad $V(p_2, \bar{y}_2)$ evaluada en (p_2, \bar{y}_2) como a la función de utilidad $U(\bar{C}_1, x^*)$, evaluada en $U(\bar{C}_1, x^*)$. De la misma forma, el consumidor se ubicará dentro del segmento 2, si el valor de la función indirecta de utilidad $V(p_2, \bar{y}_2)$, es estrictamente al valor de las funciones $V(p_1, y)$, y $U(\bar{C}_1, x^*)$. Finalmente, se ubicará en el punto de quiebre de la restricción de presupuestos si la función de utilidad $U(\bar{C}_1, x^*)$ es estrictamente superior a las funciones $V(p_1, y)$ y $V(p_2, \bar{y}_2)$.

⁵

$$\begin{aligned} (p, y) &= \max U(C, X) = \max_C (g(p, y), y - pg(p, y)) \\ C < \bar{C}_1 & \quad \text{si} \quad V(p_1, y) > U(\bar{C}_1, y - p_1 \bar{C}_1) \quad \text{y} \quad V(p_1, y) > V(p_2, \bar{y}_2) \\ C > \bar{C}_1 & \quad \text{si} \quad V(p_2, \bar{y}_2) > U(\bar{C}_1, y - p_1 \bar{C}_1) \quad \text{y} \quad V(p_2, \bar{y}_2) > V(p_1, y) \\ C = \bar{C}_1 & \quad \text{si} \quad U(\bar{C}_1, y - p_1 \bar{C}_1) > V(p_1, y) \quad \text{y} \quad U(\bar{C}_1, y - p_1 \bar{C}_1) > V(p_2, \bar{y}_2) \end{aligned} \tag{2.25}$$

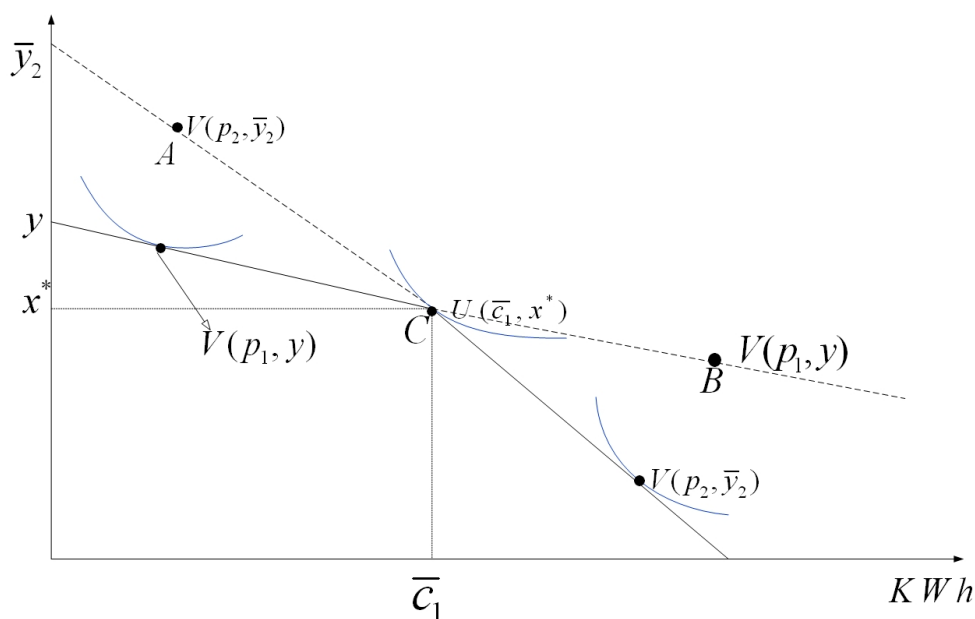


Figura 2.2: Maximización de la utilidad bajo precios crecientes en bloque de dos segmentos

Teniendo en cuenta la función de demanda condicional (2.24), y las condiciones escritas en (2.26), la elección de los segmentos y el punto de quiebre puede ser resumida de la siguiente manera.

$$\begin{aligned}
 & \text{Elige el segmento 1 si } g(p_1, y, z; \theta) \leq \bar{c}_1 \\
 & \text{Elige el quiebre si } g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) \leq \bar{c}_1 < g(p_1, y, z; \theta) \\
 & \text{Elige el segmento 2 si } \bar{c}_1 < g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta)
 \end{aligned} \tag{2.27}$$

Donde $g(p, y, z; \theta)$ es la función de demanda que resulta de un proceso de optimización; la cual es una función del precio p , ingreso y , y las características individuales. θ es un vector de parámetros asociados con los regresores.

La Figura 2.3 muestra la maximización de la utilidad para un consumidor en el

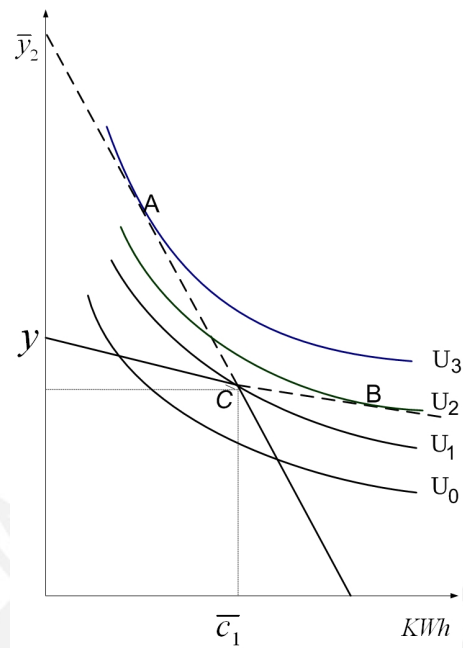


Figura 2.3: Consumo en el quiebre con una estructura de precios creciente en dos bloques punto de quiebre. De acuerdo a esta figura, para un nivel de precio e ingreso (p_1, y) , un hogar debería maximizar su utilidad consumiendo $C \leq \bar{C}_1$, como el punto B; para otro nivel de precio e ingreso (p_2, \bar{y}_2) debería maximizar su utilidad consumiendo $C > \bar{C}_1$, como el punto A. Con A y B inalcanzables, el hogar debería consumir en el punto C (\bar{C}_1 kWh de electricidad).

La función de demanda completa o modelo de elección discreta/continua sin considerar los errores de aleatoriedad y medida pueden ser escritas como:

$$\begin{aligned}
 C &= D_1 g(p_1, y, z; \theta) + D_2 g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) + (1 - D_1 - D_2) \bar{C}_1 \\
 D_1 &= 1, \bar{D}_1 > 0, \bar{D}_1 = 0 \text{ en otro caso} \\
 D_2 &= 1, \bar{D}_2 > 0, \bar{D}_2 = 0 \text{ en otro caso} \\
 \bar{D}_1 &= \bar{C}_1 - g(p_1, y, z; \theta) \\
 \bar{D}_2 &= g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) - \bar{C}_1
 \end{aligned} \tag{2.28}$$

Sin embargo, bajo un conjunto presupuestario no lineal y en un contexto en el cual existe heterogeneidad en las preferencias, la forma funcional de la demanda incluye dos errores. La primera fuente de error es la heterogeneidad de las preferencias para el consumo entre los hogares. La heterogeneidad está representada por el término η , lo cual incorpora las características observables del hogar, pero no del economista, que influye sobre el consumo. La segunda fuente de error usualmente llamada error de medida,⁶ de optimización, o de percepción, ε . Este error surge en un contexto de fijación de precios por bloque, en el cual la elección verdadera de los bloques de consumo (decisión discreta) y la elección de la cantidad (decisión continua) son desconocidas. Según Moffitt (1986) existe regímenes desconocidos. Esta es la razón por la que no observa la separación de la muestra en la función de máxima verosimilitud. De esta manera, la forma función de demanda completa (modelo de elección discreta/continua)

⁶ Moffitt (1986), al término ε lo denominó como el error de medida, debido a que surge por la elección discreta de los segmentos y quiebres por parte del economista. En cambio, Cavanagh, Hanemann et al. (2002), denominan como un error de optimización o de percepción.

resulta:

$$\begin{aligned}
 C &= D_1[g(p_1, y, z; \theta) + \eta] + D_2[g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) + \eta] + (1 - D_1 - D_2)\bar{C}_1 + \varepsilon \\
 D_1 &= 1 \quad \bar{D}_1 > 0, \quad \bar{D}_1 = 0 \text{ en otro caso} \\
 D_2 &= 1 \quad \bar{D}_2 > 0, \quad \bar{D}_2 = 0 \text{ en otro caso} \\
 \bar{D}_1 &= \bar{C}_1 - g(p_1, y, z; \theta) - \eta \\
 \bar{D}_2 &= g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) + \eta - \bar{C}_1
 \end{aligned} \tag{2.29}$$

La función de máxima verosimilitud correspondiente a la función de demanda escrita en (2.29), considerando sólo el error de heterogeneidad, puede ser escrita de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 L &= \prod_{\text{segmento1}} Pr[\eta = C - g(p_1, y, z; \theta), \eta < \bar{C}_1 - g(p_1, y, z; \theta)] \\
 &\quad \prod_{\text{segmento2}} Pr[\eta = C - g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta), \eta > \bar{C}_1 - g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta)] \\
 &\quad \prod_{\text{quiebre}} Pr[C = \bar{C}_1, \bar{C}_1 - g(p_1, y, z; \theta) < \eta < g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta)]
 \end{aligned} \tag{2.30}$$

Mientras que la función de máxima verosimilitud para el modelo que considere dos errores puede ser formulado como:

$$L = \prod Pr(C)$$

donde

$$\begin{aligned}
 Pr(C) &= Pr[\eta + \varepsilon = C - g(p_1, y, z; \theta), \eta < \bar{C}_1 - g(p_1, y, z; \theta)] + \\
 &\quad Pr[\eta + \varepsilon = C - g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta), \eta > \bar{C}_1 - g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta)] + \\
 &\quad Pr[\varepsilon = C - C_1, \bar{C}_1 - g(p_1, y, z; \theta) < \eta < g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta)]
 \end{aligned} \tag{2.31}$$

Esta función es una expresión de probabilidades, en el cual cada probabilidad es la suma de la probabilidad conjunta de que un individuo está maximizando su utilidad en cada segmento o quiebre y que el valor observado de C es igual al valor maximizado de $g(\cdot)$ más ε .

En el modelo de demanda con dos errores, en el cual se asume que tanto el error de heterogeneidad (η) como el error de medida (ε) son distribuciones normales, con media cero y varianzas constantes de σ_η^2 y σ_ε^2 , respectivamente. La distribución de las preferencias por el consumo (C) es como la mostrada en la Figura 2.4(b), truncadas en los segmentos 1 y 2. En este contexto, la inconsistencia del método de mínimos cuadrados es claro, las observaciones con un η alto inducirán a situarse probablemente en el segmento 2 a un precio marginal e ingreso virtual más alto y las observaciones con un η bajo inducirán a situarse en el segmento 1 a un precio marginal e ingreso virtual bajo. En consecuencia el término de error estará positivamente correlacionado con los regresores (Moffitt; 1986).

La derivación completa para la estimación de los parámetros (θ) de la función de máxima verosimilitud formulada en 2.31, se muestra en 2.51.⁷

2.2.2. Demanda bajo un conjunto presupuestario no lineal, no convexa, con dos segmentos

Bajo un esquema de fijación de precios decrecientes por bloque, el conjunto presupuestario del consumidor es no lineal no convexo como se muestra en la Figura 2.5. Estos casos generalmente surgen por la aplicación de algunos programas de transferencia por parte del gobierno o la fijación de precios en algunos servicios públicos. Según la Figura 2.5 se cobra un precio de p_1 en el primer segmento comprendido entre 0 y \bar{C}_1 y un precio menor de p_2 por encima de \bar{C}_1 .

Formalmente, las restricciones de presupuesto pueden ser escritas de la siguiente

⁷ Para en el caso específico de la estimación de la demanda bajo un conjunto presupuestario no lineal con dos bloques y un quiebre, Moffitt (1986), presenta una derivación completa.

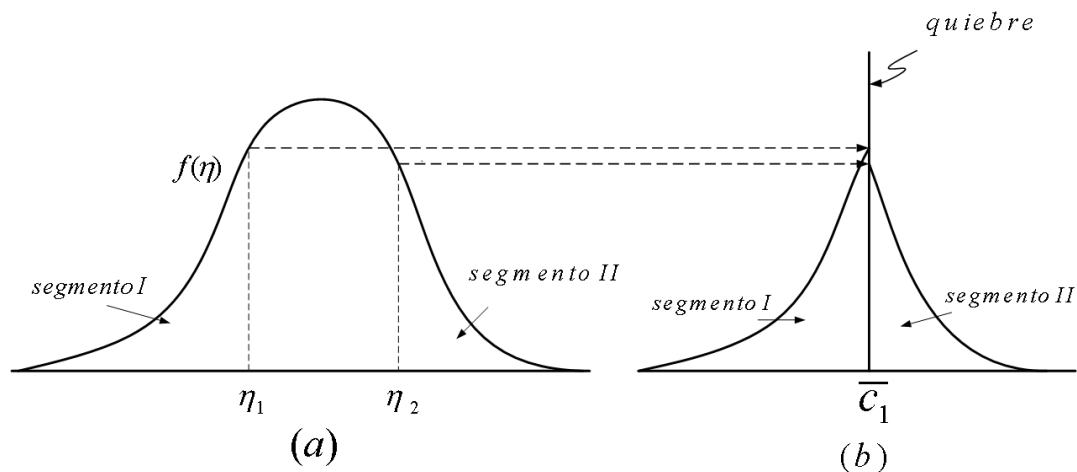


Figura 2.4: Distribución de η (a) y C (b) para un conjunto presupuestario no lineal convexo. $\eta_1 = \bar{C}_1 - g(p_1, y, z; \theta)$, $\eta_2 = \bar{C}_1 - g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta)$

forma

$$y = p_1 C + x, \text{ si } C \leq \bar{C}_1, \quad \bar{y}_2 = p_2 C + x, \text{ si } C > \bar{C}_1, \quad (2.32)$$

donde $\bar{y} = y + (p_2 - p_1)\bar{C}_1$.

La función de demanda condicional para este caso resulta:

$$\begin{aligned} C &= g(p_1, y; \theta), \text{ si } C \leq \bar{C}_1 \\ C &= g(p_2, \bar{y}_2; \theta), \text{ si } C > \bar{C}_1 \end{aligned} \quad (2.33)$$

mientras que la elección de los segmentos es como sigue:

$$\begin{aligned} \text{Elige el segmento 1 si } V(p_1, y) &\geq V(p_2, \bar{y}_2) \\ \text{Elige el segmento 2 si } V(p_1, y) &< V(p_2, \bar{y}_2) \end{aligned} \quad (2.34)$$

En este caso la maximización de la utilidad no puede ocurrir en el quiebre si las curvas de indiferencia son diferenciables, además la función de demanda completa muestra una mayor no linealidad con respecto al caso convexo. Pequeños cambios en precios e ingresos no solamente generan quiebres en la senda de expansión del precio e ingreso sino

también generan discontinuidades, cuando C salta de un segmento a otro. La función de demanda completa para este caso resulta:

$$C = Dg(p_1, y; \eta, \theta) + (1 - D)g(p_2, \bar{y}_2; \eta, \theta) + \varepsilon,$$

donde

$$D = 1 \text{ si } \bar{D} > 0; \quad D = 0 \text{ si } \bar{D} < 0;$$

$$\bar{D} = V(p_1, y; \eta, \theta) - V(p_2, \bar{y}_2; \eta, \theta).$$

(2.35)

Con η estocástico y aditivamente separable en g , la distribución de las observaciones de C es bimodal, como la mostrada en la figura 2.6. Por debajo de η_1 , al valor de η que hace indiferente al individuo de estar exactamente entre los dos segmentos, el individuo elige el segmento 1. Por encima de η_1 elige el segmento 2. La distribución de C toma un salto discreto al valor de C correspondiente a η_1 en cada segmento. En consecuencia, como se muestra en la figura 2.6(b), nadie se situará en el rango de C cerca al punto de quiebre, dado la distribución bimodal mostrada de C . Los límites de la región cero en la figura 2.6 son $C^1 = g(p_1, y; \theta) + \eta_1$ y $C^2 = g(p_2, \bar{y}_2; \theta) + \eta_1$. Si el error de medida es sumado a esta densidad, una probabilidad distinto de cero surgirá en el intervalo pero la densidad global de C tendrá una caída cerca al quiebre. En el caso que se incluya sólo el error de heterogeneidad, la probabilidad conjunta de observar un valor de C y la elección de un segmento genera la siguiente función de probabilidad:

$$L = \prod_{\text{segmento1}} Pr[\eta = C - g(p_1, y; \theta), \eta < \eta_1(p_1, p_2, y, y_2; \theta)] + \prod_{\text{segmento2}} Pr[\eta = C - g(p_2, \bar{y}_2; \theta), \eta > \eta_1(p_1, p_2, y, y_2; \theta)]$$

(2.36)

Este modelo tiene desafortunadamente la propiedad de asignar una probabilidad de cero aún si hay una observación en la región cero de C como es muestra en la figura 2.6(b). Finalmente, La función de máxima verosimilitud para un modelo que incluye

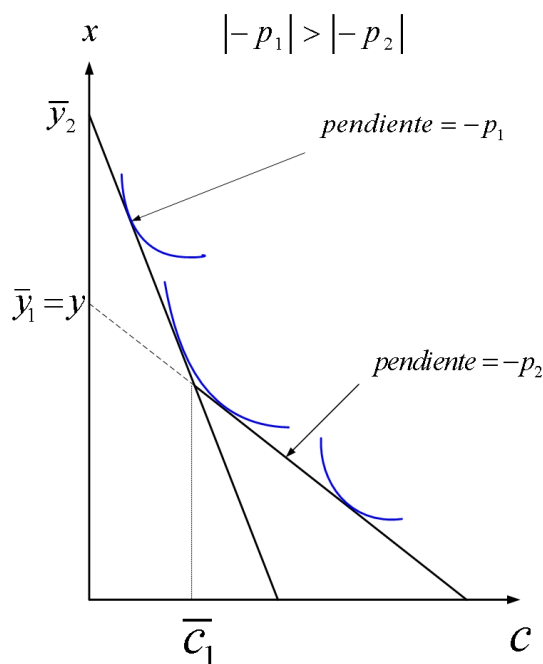


Figura 2.5: Maximización de la utilidad bajo precios decrecientes en bloque de dos segmentos

dos errores⁸ viene formulada en la siguiente ecuación:

$$L = \prod Pr(C)$$

donde

$$Pr(C) = Pr[\eta + \varepsilon = C - g(p_1, y; \theta), \eta < \eta_1(p_1, p_2, y, y_2; \theta)] + Pr[\eta + \varepsilon = C - g(p_2, \bar{y}_2; \theta), \eta > \eta_1(p_1, p_2, y, y_2; \theta)]$$

(2.37)

En un esquema de precios decrecientes por bloque, existe una complicación adicional, como se muestra en la Figura 2.5 el conjunto presupuestario puede conducir a múltiples tangencias entre las curvas de indiferencia y la recta de presupuesto. La teoría del caso no convexo es una extensión directa del caso convexo, en la cual la diferencia más importante es que la maximización de la utilidad no puede ocurrir en el punto de quiebre

⁸ Moffitt (1986), presenta la derivación completa de una función de máxima verosimilitud para la estimación de la demanda bajo un conjunto presupuestario no lineal, convexa, con dos bloques y un quiebre.

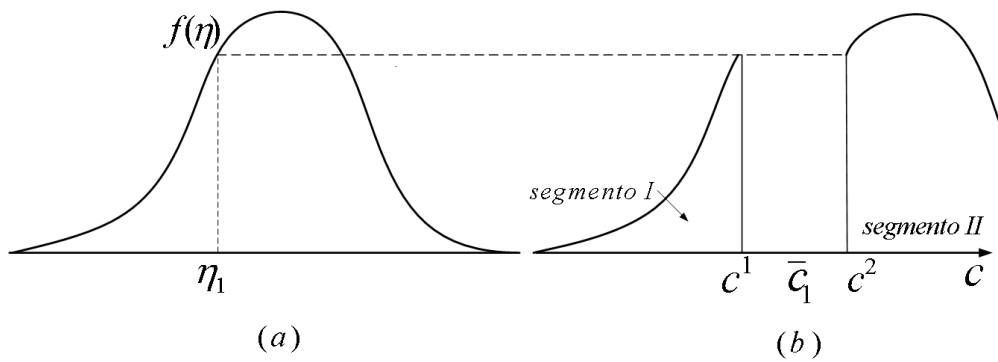


Figura 2.6: Distribución de η (a) y C (b) para un conjunto presupuestario no lineal no convexo

por el buen comportamiento de las preferencias, el cual hace que la especificación de la función de máxima verosimilitud sea más sencillo con respecto al caso convexo, pero asigna una probabilidad de cero a las observaciones en la vecindad del cambio en el precio marginal.

2.3. Modelo de elección discreta/continua (EDC) para la demanda residencial de electricidad bajo conjuntos presupuestarios no lineales con 3 bloques

En esta sección se analiza la demanda residencial de electricidad en el departamento de Puno, bajo conjuntos de presupuestos no lineales generado por la fijación de precios por bloque en el área de concesión eléctrica de la empresa distribuidora de electricidad Electro Puno S.A.A.

2.3.1. Facturación del consumo de electricidad y el conjunto presupuestario del consumidor

En la Figura 2.7, se muestran las curvas de demanda y de la estructura de precios marginales crecientes por bloque. La curva de demanda como se observa es decreciente con respecto al precio; mientras que la curva generada por los precios marginales es creciente en forma de escalera de izquierda a derecha $p_1 < p_2 < p_3$. Bajo una estructura de precios crecientes por bloque y una curva de demanda con pendiente negativa, se dice que las curvas oferta y demanda están identificadas⁹ (Reiss y White; 2002).

En la Tabla 2.1, muestra la forma de facturación del consumo electricidad para los usuarios residenciales en los diferentes bloques. De acuerdo a este esquema los usuarios que consumen por debajo de 30 kWh pagan un precio marginal de p_1 por cada kWh de

⁹ Taylor (1975), discute el problema de la identificación de las curvas de oferta y demanda de la electricidad bajo la fijación de precios decrecientes por bloque. Dado que bajo fijación de precios decrecientes por bloque las curvas de oferta y demanda son de pendiente negativa, es importante el uso del precio marginal en lugar del precio promedio en el análisis de la demanda.

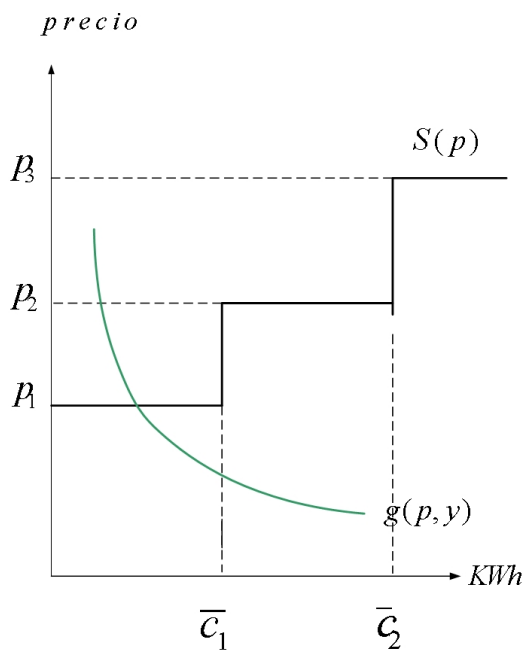


Figura 2.7: Demanda de electricidad y estructura de precios crecientes por bloque

electricidad; los que consumen en el rango de 31 a 100 kWh, pagan un precio de marginal de p_1 por los primeros 30 kWh y un precio marginal de p_2 por los siguientes kWh de electricidad comprendido en el rango de 31 a 100 kWh, y finalmente los usuarios que consumen por encima de 100 kWh, pagan un precio marginal de p_3 por cada kWh de electricidad. Además, en cada uno de estos bloques se paga un cargo fijo.

Bajo este esquema de fijación de precios, el conjunto presupuestaría del consumidor resulta ser no lineal como se muestra en la Figura 2.8. El conjunto presupuestario tiene tres segmentos lineales, un punto de quiebre al nivel de 30 kWh, y una discontinuidad al nivel de 100 kWh. Formalmente, a este conjunto presupuestario es posible escribir de la siguiente manera:

Tabla 2.1: Facturación del consumo residencial de energía eléctrica en el departamento de Puno

Segmento	Bloques de consumo	Precio Marginal	Facturación
1	$C \leq 30kWh$	p_1	$CF + p_1C$
2	$30 < C \leq 100kWh$	p_2	$CF + 30 * p_1 + (C - 30) * p_2$
3	$C > 100kWh$	p_3	$CF + p_3C$

$$\begin{aligned}
 y &= p_1 C_1 + x, & Si & C \leq \bar{C}_1 \\
 y &= p_1 \bar{C}_1 + p_2(C - \bar{C}_1) + x, & Si & \bar{C}_1 < C \leq \bar{C}_2 \\
 y &= p_3 C + x, & Si & C > \bar{C}_2
 \end{aligned} \tag{2.38}$$

El problema de maximización de la utilidad del consumidor bajo conjuntos de presupuestos no lineales y con discontinuidad¹⁰ crea mayores dificultades para el análisis teórica y la estimación de la demanda. Sin embargo, la discontinuidad en el conjunto presupuesto en nuestro análisis es resuelto mediante la inclusión de los ingresos virtuales en los diferentes bloques.

¹⁰ Un análisis completo para la estimación de la demanda bajo un conjunto presupuestario no lineal con discontinuidad se encuentra en el estudio de Averett y Hotchkiss (1997).

- Bajo un conjunto presupuestarios no lineal con discontinuidad, existe un rango en las vecindades de la discontinuidad en el cual el consumidor alcanza el mismo nivel de utilidad consumiendo indistintamente en cualquiera de los segmentos (segmento 2 y segmento 3 en nuestro ejemplo.)
- La manera de resolver el problema de la discontinuidad en el conjunto de presupuesto es igualando la función indirecta de utilidad de ambos segmentos.
- La función de máxima verosimilitud para estimar funciones de demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales con discontinuidad y sin discontinuidad, resultan muy similares. Lo único que cambia es límite del error de heterogeneidad en la vecindad de la discontinuidad.

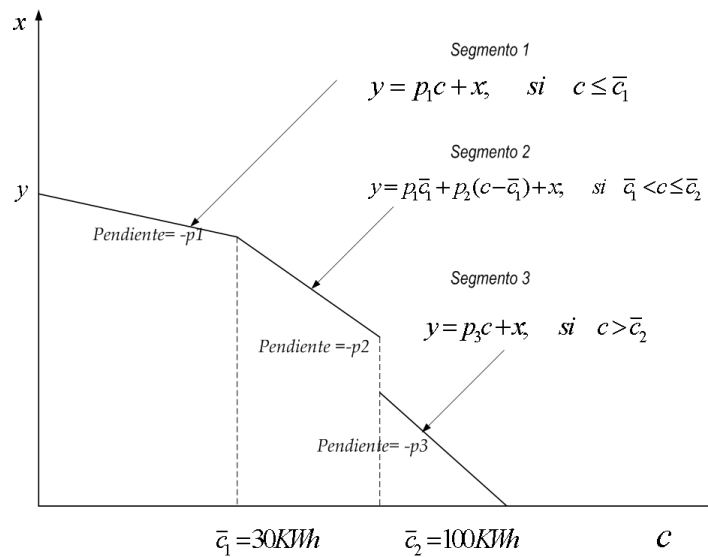


Figura 2.8: Conjunto presupuestario convexo con tres segmentos lineales y dos cortes

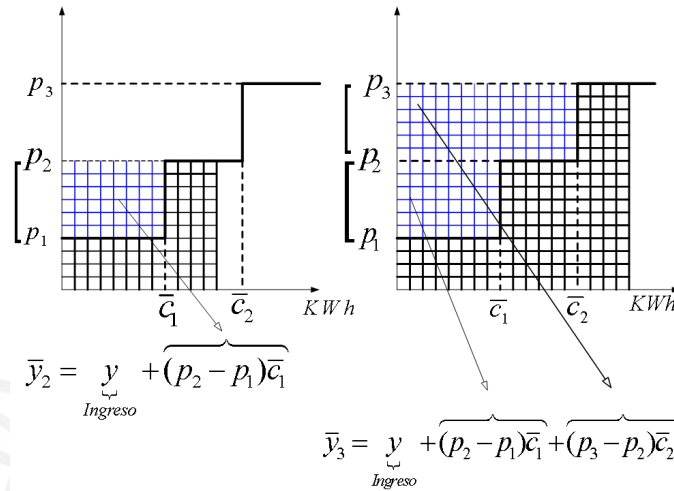
2.3.2. Derivación de la ecuación del ingreso virtual

Para analizar el comportamiento del consumidor bajo conjuntos presupuestarios no lineales se requiere expresar las restricciones de presupuestos en función del ingreso virtual para cada segmento (Moffitt; 1986; Reiss y White, 2002; y Cavanagh, Hanemann et al; 2002).

Se considera como ingreso virtual aquel ingreso que el consumidor tendría si todo su consumo fuera tasado al precio marginal del último kWh consumido (Jaramillo-Mosqueira; 2003); lo cual debería inducir al consumo en el nivel óptimo al precio marginal de ese segmento (Reiss y White; 2002).

La Figura 2.9, muestra la manera como se calculan los ingresos virtuales para los

Figura 2.9: Derivación del ingreso virtual



segmentos 2 y 3. En esta figura el término $(p_2 - p_1)\bar{C}_1$ (diferencia entre y_2 y \bar{y}_2), representa el ingreso necesario que debería compensarse a los consumidores del bloque 2, con la finalidad de que puedan alcanzar su nivel de consumo óptimo al precio marginal p_2 ; mientras que el término $(p_2 - p_1)\bar{C}_1 + (p_3 - p_2)\bar{C}_2$ (diferencia entre y_3 y \bar{y}_3), representa el ingreso necesario que debería compensarse a los consumidores del bloque 3, con la finalidad de que puedan alcanzar su nivel de consumo óptimo al precio marginal p_3 . En este sentido, las restricciones de presupuesto en función del ingreso virtual pueden expresarse como

$$\begin{aligned} y &= p_1 C + x & Si & & C \leq \bar{C}_1 \\ \bar{y}_2 &= p_2 C + x & Si & & \bar{C}_1 < C \leq \bar{C}_2 \\ \bar{y}_3 &= p_3 C + x & Si & & C > \bar{C}_2 \end{aligned} \tag{2.39}$$

2.3.3. Modelo de elección discreto/continuo (EDC) para la demanda residencial de electricidad en el departamento de Puno

Con la finalidad de derivar el modelo de EDC, se asume que la función de demanda para el segmento k , tiene la siguiente forma:

$$\ln C = \ln g(p, y, z; \theta) + \eta \quad (2.40)$$

donde p es el precio de la electricidad, y es el nivel de ingreso, z es un vector de características individuales del hogar, θ es un vector de parámetros correspondientes a las variables independientes y η es el término de error estocástico.

A partir del problema de maximización de la utilidad de un consumidor sujeto un conjunto presupuestario no lineal con tres bloques mostrada en la Figura 2.10, se formula el modelo de EDC para la demanda de electricidad (ecuación 2.41). Este modelo toma en cuenta tanto la elección discreta de los segmentos y los quiebres como la elección continua de la cantidad consumida dentro de cada segmento.

De acuerdo a la Figura 2.10, el consumidor elegirá el segmento K , si su curva de indiferencia es tangente a la restricción de presupuestos en el segmento K . Elegirá el punto de quiebre 1 (al nivel de \bar{C}_1), si su curva de indiferencia es tangente en las prolongaciones de las restricciones de presupuesto a partir de \bar{C}_1 (hacia la izquierda o derecha \bar{C}_1). De manera similar, elegirá el quiebre 2 (al nivel de \bar{C}_2), si su curva de indiferencia es tangente en las prolongaciones de las restricciones de presupuesto a partir de \bar{C}_2 (hacia la izquierda o derecha \bar{C}_2). Los niveles de consumo óptimo que ocurren en las prolongaciones de las restricciones de presupuesto no son factibles dado el nivel de

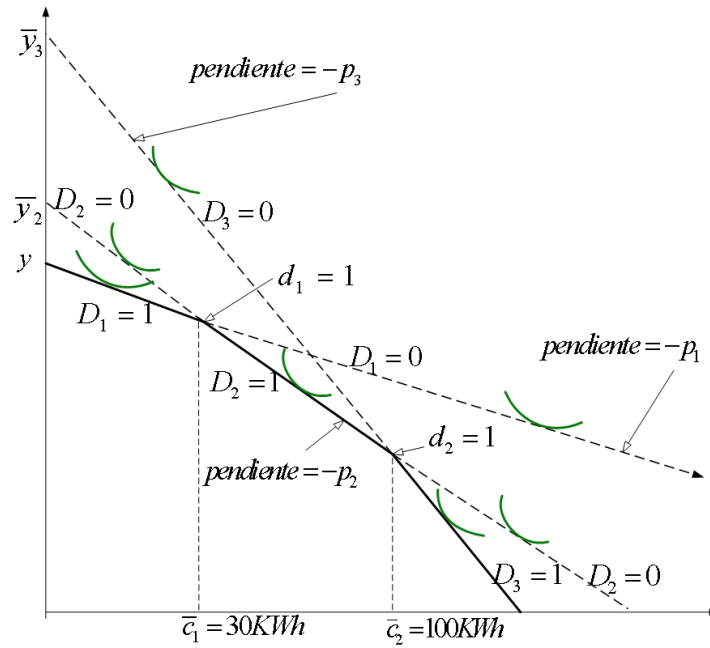


Figura 2.10: Maximización del consumidor bajo el conjunto presupuestario convexo

ingreso del consumidor.

Mediante las expresiones (2.41), se resume la elección de los segmentos y puntos de quiebre desde el punto de vista econométrico, en el cual $g_k(p_k, y, z; \theta)$ es la función de demanda maximizada en el segmento k y η es el error de heterogeneidad. Un individuo elegirá el segmento 1, si $g_1(p_1, y, z; \theta) + \eta < \bar{C}_1$; elegirá el segmento 2, si $\bar{C}_1 < [g_2(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) + \eta] < \bar{C}_2$; elegirá el segmento 3, si $[g_3(p_3, \bar{y}_2, z; \theta) + \eta] > \bar{C}_2$; elegirá el quiebre 1, si η se encuentra entre $\bar{C}_1 - g(p_1, y, z; \theta)$ y $\bar{C}_1 - g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta)$; y el quiebre 2, si η se encuentra entre $\bar{C}_2 - g(p_2, \bar{y}_2, z; \theta)$ y $\bar{C}_2 - g(p_3, \bar{y}_3, z; \theta)$.

$$\ln C = D_1[\ln g_1(p_1, y, z; \theta) + \eta] + D_2[\ln g_2(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) + \eta] + D_3[\ln g_3(p_3, \bar{y}_3, z; \theta) + \eta] \\ + (1 - D_1 - D_2 - D_3)d_1 \ln \bar{C}_1 + (1 - D_1 - D_2 - D_3)d_2 \ln \bar{C}_2 + \varepsilon$$

donde

$$D_1 = 1 \text{ si } [\ln g_1(p_1, y, z; \theta) + \eta] < \bar{C}_1; \quad D_1 = 0 \text{ en otro caso;}$$

$$D_2 = 1 \text{ si } \bar{C}_1 < [g_2(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) + \eta] < \bar{C}_2; \quad D_2 = 0 \text{ en otro caso;}$$

$$D_3 = 1 \text{ si } [\ln g_3(p_3, \bar{y}_3, z; \theta) + \eta] > \bar{C}_2; \quad D_3 = 0 \text{ en otro caso;}$$

$$d_1 = 1 \text{ si } [\ln g_2(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) + \eta] < \bar{C}_1 \text{ y } [\ln g_1(p_1, y, z; \theta) + \eta] > \bar{C}_1;$$

$$d_1 = 0 \text{ en otro caso;}$$

$$d_2 = 1 \text{ si } [\ln g_3(p_3, \bar{y}_3, z; \theta) + \eta] < \bar{C}_2 \text{ y } [\ln g_2(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) + \eta] > \bar{C}_2;$$

$$d_2 = 0 \text{ en otro caso.}$$

(2.41)

2.3.4. Elasticidad precio en el modelo de la demanda de electricidad

Las fórmulas para obtener las elasticidades precio para la demanda de electricidad para los segmentos 1, 2, y 3 en el modelo EDC, son las siguientes:

$$\xi_1 = \frac{\partial C}{\partial p_1} \frac{p_1}{C} = \alpha D_1 - D_2 \underbrace{\left[\frac{\beta \bar{C}_1 p_1}{\bar{y}_2} \right]}_{\text{Efecto sobre el segmento 2}} - D_3 \underbrace{\left[\frac{\beta \bar{C}_1 p_1}{\bar{y}_3} \right]}_{\text{Efecto sobre el segmento 3}}$$

$$\xi_2 = \frac{\partial C}{\partial p_2} \frac{p_2}{C} = \left[\alpha + \frac{\beta \bar{C}_1 p_2}{\bar{y}_2} \right] D_2 + \underbrace{\left[\frac{\beta (\bar{C}_1 - \bar{C}_2) p_2}{\bar{y}_3} \right]}_{\text{Efecto sobre el segmento 3}} D_3 \quad (2.42)$$

$$\xi_3 = \frac{\partial C}{\partial p_3} \frac{p_3}{C} = \left[\alpha + \frac{\beta \bar{C}_2 p_3}{\bar{y}_3} \right] D_3$$

donde ξ_1 , ξ_2 , y ξ_3 , denotan las elasticidades precio del segmento 1, 2 y 3, respectivamente.

Note que la variación en el precio del segmento 1, tiene efectos sobre el consumo de la electricidad del mismo segmento y sobre los segmentos 2 y 3; la variación en el precio del segmento 2, tiene efectos sobre el consumo del mismo segmento y el consumo del segmento 3; y la variación en el precio del segmento 3 tiene efecto únicamente sobre el consumo del mismo segmento.

2.4. Derivación de la función de máxima verosimilitud para el modelo de elección discreta/continuo (EDC)

Para derivar la función de máxima verosimilitud correspondiente al modelo de EDC (ecuación 2.41), se asume que los términos de error se distribuyen en forma normal con media cero y varianza constante como se especifican en seguida:

$$\begin{aligned} \nu &= \eta + \varepsilon, & \eta &\sim N(0, \sigma_\eta^2), & y & \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \sigma_\nu^2 &= \sigma_\eta^2 + \sigma_\varepsilon^2 \end{aligned} \quad (2.43)$$

Donde η es el error heterogeneidad, ε es el error de medida, σ_η^2 es la varianza de η , y σ_ε^2 es la varianza de ε . El error de heterogeneidad se asume que está asociada a las características individuales de los hogares; mientras que el error de medida es cometido por el econometrista y surge por la clasificación de las observaciones en los segmentos y puntos de quiebre. Según Cavanagh, Hanemann et al. (2002), ε es un error de percepción debido a que el econometrista se equivoca en la percepción del comportamiento de los

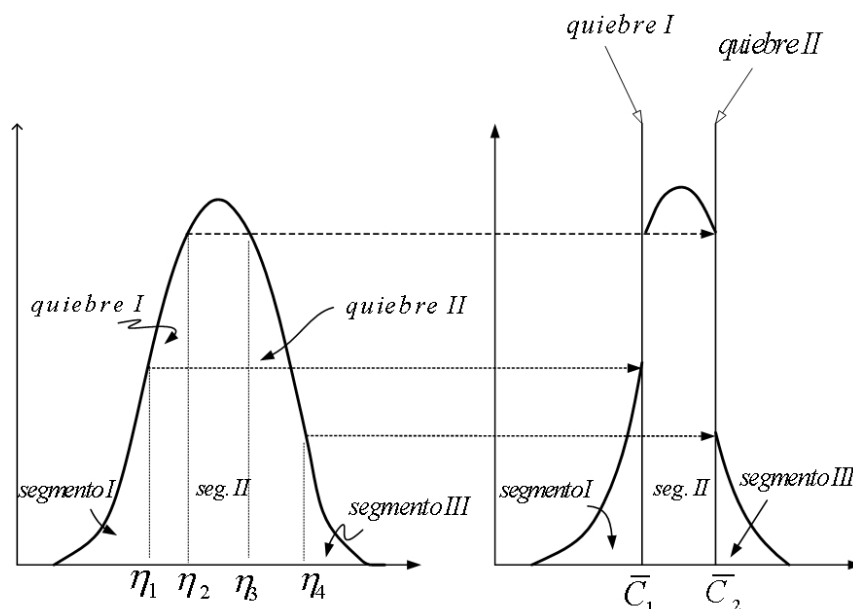


Figura 2.11: Distribución del error heterogéneo $f(\eta)$ y el consumo de electricidad (C) hogares. De esta manera, ε es un error tanto para el hogar y para el econometrista, en cambio η , es un error para el econometrista, pero no para el hogar.

Las figuras 2.11(a) y 2.11(b) muestran la distribuciones de η y de C , respectivamente, para un conjunto presupuestario convexo con 3 segmentos lineales y 2 cortes.

La distribución de C obtenido a partir de la distribución de η contiene dos picos en los niveles de \bar{C}_1 y \bar{C}_2 , y densidades truncadas en cada segmento. La interpretación económica de los picos es directo: con una distribución aleatoria de las preferencias, habrá un rango de funciones de utilidad compatibles con la elección de la utilidad en el quiebre (Moffitt; 1986).

La función de demanda condicional bajo un conjunto presupuestario con 3 segmentos lineales y 2 quiebres, es la siguiente:

$$\ln C = \begin{cases} \ln g_1(p_1, \tilde{y}_1, z; \theta) + \eta + \varepsilon, & -\infty < \eta < \ln \bar{C}_1 - \ln g_1(p_1, \tilde{y}_1, z; \theta) \\ \ln \bar{C}_1 + \varepsilon, & \ln \bar{C}_1 - \ln g_1(p_1, \tilde{y}_1, z; \theta) < \eta < \ln \bar{C}_1 - \ln g_2(p_2, \tilde{y}_2, z; \theta) \\ \ln g_2(p_2, \tilde{y}_2, z; \theta) + \eta + \varepsilon, & \ln \bar{C}_1 - \ln g_2(p_2, \tilde{y}_2, z; \theta) < \eta < \ln \bar{C}_2 - \ln g_2(p_2, \tilde{y}_2, z; \theta) \\ \ln \bar{C}_2 + \varepsilon, & \ln \bar{C}_2 - \ln g_2(p_2, \tilde{y}_2, z; \theta) < \eta < \ln \bar{C}_2 - \ln g_3(p_3, \tilde{y}_3, z; \theta) \\ \ln g_3(p_3, \tilde{y}_3, z; \theta) + \eta + \varepsilon & \ln \bar{C}_2 - \ln g_3(p_3, \tilde{y}_3, z; \theta) < \eta < \infty \end{cases} \quad (2.44)$$

Mientras que la probabilidad de observar una observación individual de la demanda de electricidad, C_i , correspondiente a la función de demanda condicional formulada en (2.44), puede escribirse como:

$$LL = \prod_{\text{Todas las obs.}} Pr(C_i) \quad (2.45)$$

donde

$$Pr(C_i) = \begin{cases} Pr(v = \ln C_i - \ln g_1(.), & -\infty < \eta < \ln \bar{C}_1 - \ln g_1(.)) + \\ Pr(\varepsilon = \ln C_i - \ln \bar{C}_1, & \ln \bar{C}_1 - \ln g_1(.) < \eta < \ln \bar{C}_1 - \ln g_2(.)) + \\ Pr(v = \ln C_i - \ln g_2(.), & \ln \bar{C}_1 - \ln g_2(.) < \eta < \ln \bar{C}_2 - \ln g_2(.)) + \\ Pr(\varepsilon = \ln C_i - \ln \bar{C}_2, & \ln \bar{C}_2 - \ln g_2(.) < \eta < \ln \bar{C}_2 - \ln g_3(.)) + \\ Pr(v = \ln C_i - \ln g_3(.), & \ln \bar{C}_2 - \ln g_3(.) < \eta < \infty \end{cases}$$

Según las expresiones (2.45) la función de probabilidad en el modelo con dos errores contiene la probabilidad de observar cada valor de C_i , y cada uno a su vez igual a la suma de las probabilidades de observar el valor de C_i en cada uno de los segmentos o quiebres. Es decir, cada probabilidad es la suma de la probabilidad conjunta que un

individuo está maximizando su utilidad en cada segmento o quiebre y que el valor observado es igual al valor maximizado $g(\cdot)$ más η . Observe que no hay separación de la muestra en la función de verosimilitud; debido al error de medida, la elección verdadera del segmento y quiebre son inobservables (Moffitt; 1986).

La expresión anterior es equivalente a:

$$LL = \sum_i \ln[Pr(C_i)]$$

donde

$$Pr(C_i) = \int_{-\infty}^{\eta_1} f(\nu, \eta) d\eta + \int_{\eta_2}^{\eta_3} f(\nu, \eta) d\eta + \int_{\eta_4}^{\infty} f(\nu, \eta) d\eta + \int_{\eta_1}^{\eta_2} f(\varepsilon, \eta) d\eta + \int_{\eta_3}^{\eta_4} f(\varepsilon, \eta) d\eta \quad (2.46)$$

donde $\eta_1 = \ln \bar{C}_1 - \ln g_1(\cdot)$, $\eta_2 = \ln \bar{C}_1 - \ln g_2(\cdot)$, $\eta_3 = \ln \bar{C}_2 - \ln g_2(\cdot)$, y $\eta_4 = \ln \bar{C}_2 - \ln g_3(\cdot)$. De acuerdo a la expresión (2.46) la elección de los segmentos están basados sobre valores particulares de ν y rangos de η , lo cual requiere la especificación conjunta de $f(\nu, \eta)$ con la finalidad de determinar la probabilidad de un segmento. Desde que η es una función lineal ν , la distribución normal bivariada de $f(\eta, \nu)$, es igual a la densidad de η condicional a ν , $f(\eta/\nu)$, multiplicado por la densidad marginal de ν , $f_\nu(\nu)$. Esto es, $f(\eta, \nu) = f(\eta/\nu) f_\nu(\nu)$. A su vez $f(\eta/\nu)$, tiene las siguientes propiedades: La correlación entre las variables aleatorias ν y η , ρ , es igual σ_η/σ_ν ; la varianza de η condicional a ν , $\sigma_{\eta,\nu}^2$, es igual a $\sigma_\eta^2(1 - \rho^2)$, y la esperanza matemática de η condicional a ν , $E(\eta/\nu)$, es igual a $\mu_\eta + \rho \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\nu}(\nu - \mu_\nu)$. Donde μ_η y μ_ν son las medias de η y ν , respectivamente. Consiguientemente la función de densidad $f(\nu, \eta)$ es igual a:

$$f(\eta, \nu) = \frac{1}{\sigma_\nu \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(\nu - \mu_\nu)^2}{2\sigma_\nu^2} \right] \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi} \sqrt{1 - \rho^2}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left[\frac{\frac{\eta - \mu_\eta}{\sigma_\eta} - \rho \frac{\nu - \mu_\nu}{\sigma_\nu}}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right]^2 \right] \quad (2.47)$$

Por otro lado, la elección de los puntos de quiebre están basados sobre los valores de ε y rangos de η lo cual requiere la especificación de la distribución conjunta de $f(\eta, \varepsilon)$.

Desde que que las variables aleatorias η y ε son independiente sus propiedades son: Primero, la correlación entre las variables aleatorias η y ε es igual a cero ($\rho = 0$). Segundo, la densidad conjunta de η y ε , $f(\varepsilon, \eta)$ es igual al producto de las densidad marginal de ε , $f_{\varepsilon,\varepsilon}$, por la densidad marginal de η , $f_{\varepsilon,\eta}$. Es decir $f(\varepsilon, \eta) = f_{\varepsilon,\varepsilon}f_{\eta,\eta}$.

Teniendo en cuenta estas propiedades la función de densidad para $f(\eta, \nu)$, viene expresada mediante la siguiente ecuación (ver los apéndices A y B):

$$f(\varepsilon, \eta) = \frac{1}{\sigma_{\varepsilon}\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\varepsilon - \mu_{\varepsilon})^2}{2\sigma_{\varepsilon}^2}\right] \frac{1}{\sigma_{\eta}\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(\eta - \mu_{\eta})^2}{2\sigma_{\eta}^2}\right] \quad (2.48)$$

Al reemplazar las ecuaciones (2.47) y (2.48) (asumiendo que las medias de los términos de error son iguales a cero) en la ecuación (2.46) y luego integrando con respecto a η , se obtiene la forma general de la función de máxima verosimilitud que sirve para estimar la función de demanda bajo un conjunto presupuestario no lineal convexo.

En la forma general de la función de máxima verosimilitud expresada en la ecuación (2.50), Φ es la distribución normal acumulada. La primera sumatoria dentro del corchete representa la expresión de probabilidad para el consumo en el segmento lineal K, y la segunda sumatoria dentro del corchete representa la expresión de probabilidad en el punto de quiebre K-1.

$$LL = \sum \ln \left[\sum_{k=1}^3 \left[\frac{1}{\sigma_\nu \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\nu_k^2}{2\sigma_\nu^2}\right] \int_{\frac{\ln \bar{C}_{k-1} - \ln g_k(\cdot) - \rho}{\sigma_\eta}}^{\frac{\ln \bar{C}_k - \ln g_k(\cdot) - \rho}{\sigma_\eta}} \frac{\sqrt{1-\rho^2}}{\sqrt{1-\rho^2}} \frac{\ln C_i - \ln g_k(\cdot)}{\sigma_\nu} \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi} \sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2}u^2\right] du \right] + \sum_{k=1}^2 \left[\frac{1}{\sigma_\varepsilon \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\varepsilon_k^2}{2\sigma_\varepsilon^2}\right] \int_{\frac{\ln \bar{C}_k - \ln g_k(\cdot)}{\sigma_\eta}}^{\frac{\ln \bar{C}_k - \ln g_{k+1}(\cdot)}{\sigma_\eta}} \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{u^2}{2}\right] du \right] \right] \quad (2.49)$$

más compactamente se puede escribir como:

$$LL = \sum \ln \left\{ \sum_{k=1}^3 \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp - (s_k)^2/2}{\sigma_\nu} \right) * (\Phi(r_k) - \Phi(n_k)) + \sum_{k=1}^2 \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp - (u_k)^2/2}{\sigma_\varepsilon} \right) * (\Phi(m_k) - \Phi(t_k)) \right\} \quad (2.50)$$

Donde:

$$s_k = \frac{\ln C_i - \ln g_k(p_k, \tilde{y}_k, z; \theta)}{\sigma_\nu} \quad u_k = \frac{\ln C_i - \ln \bar{C}_k}{\sigma_\varepsilon}$$

$$t_k = \frac{\ln \bar{C}_k - \ln g_k(p_k, \tilde{y}_k, z; \theta)}{\sigma_\eta} \quad r_k = \frac{(t_k - \rho s_k)}{\sqrt{1-\rho^2}}$$

$$m_k = \frac{\ln \bar{C}_k - \ln g_{k+1}(p_{k+1}, \tilde{y}_{k+1}, z; \theta)}{\sigma_\eta} \quad n_k = \frac{(m_{k-1} - \rho s_k)}{\sqrt{1-\rho^2}}$$

Capítulo 3

Tamaño de Muestra y Análisis de Datos

3.1. Determinación del tamaño de muestra

La fórmula empleada para la determinación de la muestra, lo cual cumple con los criterios para la determinación del tamaño óptimo (Novales,1997; Hair, Busch y Orinau,2004) es:

$$n = Z^2 \frac{\sigma_{\mu}^2}{E^2} \quad (3.1)$$

donde

Z , representa el valor estandarizado de z asociado con el nivel de confianza, σ_{μ}^2 es el valor estimado de la desviación estándar de la población σ^2 basado en algún tipo de información previa, E es el error poblacional que resulta de multiplicar el nivel de error relativo (e) por el consumo promedio (\bar{C}) y está expresado en puntos de porcentuales.

En la determinación del tamaño de la muestra, empleamos los datos sobre el consumo de electricidad registrados por la empresa distribuidora de electricidad Electro Puno S.A.A.

Para un consumo promedio (\bar{C}) de 55.5 kWh, una desviación estándar (σ) de 49 kWh, un nivel de confianza del 95 por ciento ($z=1.96$), y un error relativo (e) de 4.40 por ciento con respecto al consumo promedio (\bar{C}), el tamaño de muestra (n) óptimo resulta:

$$n = Z^2 \frac{\sigma^2}{E^2} = 2200 \quad (3.2)$$

donde $E = e * \bar{C}$.

La Tabla 3.1, muestra el número de encuestas aplicadas a los hogares localizados en las provincias de Azángaro, Chucuito, El Collao, Huancané, Lampa, Moho, Puno, San Antonio de Puntina, San Román y Yunguyo, durante los meses de enero y febrero de 2004. La Tabla 3.1, muestra el número de encuestas llevadas a cabo en las diferentes provincias del departamento de Puno.

Con la finalidad de buscar la representatividad de la muestra en cada provincia, la cantidad de encuestas llevadas en cada provincia es proporcional a la cantidad de usuarios con el suministro de electricidad. De este modo se observa que el mayor porcentaje de encuestas realizadas pertenecen a las provincias de San Román (32 por ciento) y Puno (25.62 por ciento), en razón de que el porcentaje de usuarios con el suministro de electricidad en estas provincias representan el 32 y 25.62 por ciento, respectivamente, con respecto al número total de usuarios con el suministro de electricidad a nivel del departamento de Puno.

Tabla 3.1: Número de encuestas por provincias

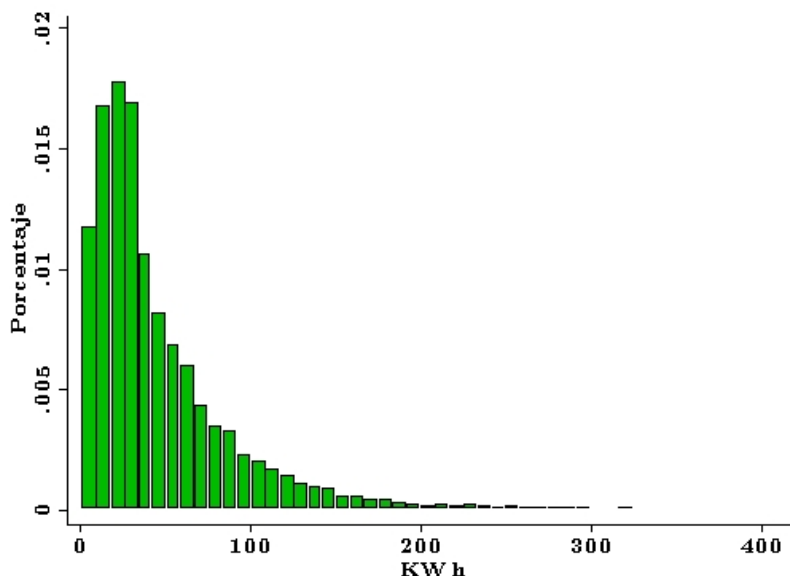
Provincias	Número de Encuestas	Porcentaje
Puno	586	25,62
Azángaro	153	7,05
Chucuito	71	3,27
El Collao	226	10,41
Huancané	66	3,04
Lampa	43	1,98
Melgar	161	6,96
Moho	98	4,33
S.A. de Putina	32	1,38
San Román	699	31,94
Yunguyo	87	4,01
Total	2200	100,00

3.2. Estadística descriptiva de los datos

El análisis de la información estadística, se realiza con los datos provenientes de tres fuentes: el consumo de la electricidad es obtenida de la base de datos de la empresa distribuidora de electricidad Electro Puno S.A.A. (ELPU); los precios de la electricidad son obtenidos del Organismo Regulador de la Inversión en Energía (OSINERG); y finalmente, la información referida al ingreso del hogar, las características sociodemográficas, y la tenencia de bienes durables que usan la electricidad, se obtienen mediante encuestas.

La información sociodemográfica contiene el ingreso familiar, la edad del jefe del hogar, el área construida de la vivienda, el número de miembros del hogar, el número de habitaciones de la vivienda, el sexo del jefe de hogar y el nivel de educación del jefe de hogar, entre otros; mientras que la información sobre los bienes durables contiene la tenencia radio, televisor a color, televisor a blanco y negro, plancha, batidora, licuadora,

Figura 3.1: Distribución del consumo residencial de electricidad en el departamento de Puno



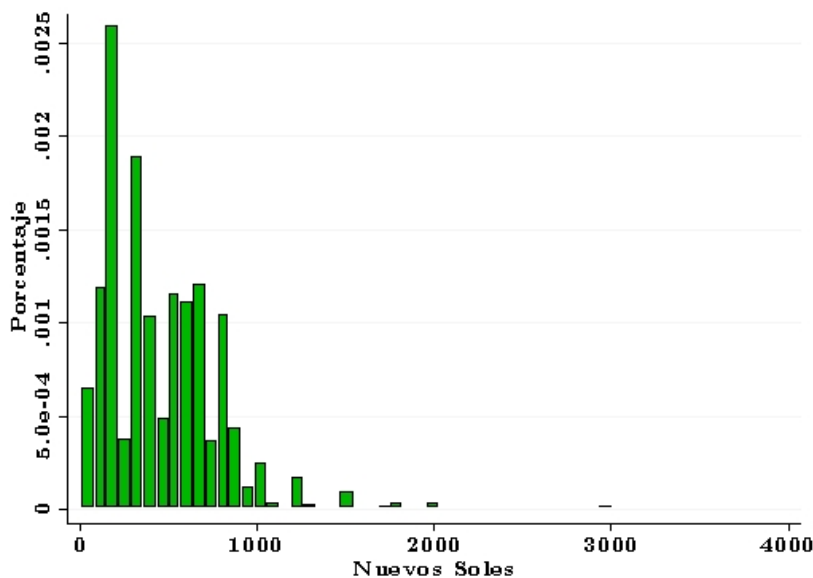
Fuente: ELECTRO PUNO S.A.A.

Elaboración: propia.

lavadora, terma, maquina de coser, refrigerador, terma, DVD, olla arrocera, y equipo de sonido.

En la Tabla 3.2, se muestran la estadísticas descriptivas sobre el consumo de la electricidad, las tarifas de electricidad, el ingreso familiar, y las referidas a las características sociodemográficas de los hogares del departamento de Puno. Según esta tabla, en un rango de 1 a 415 kWh, el consumo promedio mensual de electricidad a nivel del departamento es 47 kWh; el promedio del precio marginal de electricidad en el primer segmento (de 0 a 30 kWh) es de 0.27 nuevos soles, en el segundo segmento (de 31 a 100 kWh) es de 0.36 nuevos soles, y en el tercer segmento (por encima de 100 kWh) es 0.37 nuevos soles.

Figura 3.2: Distribución del ingreso familiar en el departamento de Puno



Fuente: Encuesta Departamental del Mercado Eléctrico de Puno.
Elaboración: propia

El nivel de ingreso familiar promedio a nivel del departamento de Puno, es de 456 nuevos soles (ver Tabla 3.2). Sin embargo, la distribución del ingreso familiar a nivel departamental es heterogénea como se observa en la Figura 3.2. Los hogares con el mayor nivel de ingreso están localizados en las provincias de Puno (557 nuevos soles) y San Román (480 nuevos soles); mientras que los hogares con el menor nivel de ingreso están localizados en las provincias de Moho (283 nuevos soles) y San Antonio de Putina (272 nuevos soles).

La Tabla 3.3, muestra el consumo promedio de electricidad según provincias, en la cual se observa que aquellos hogares que tienen mayores niveles de consumo están localizadas en las provincias de San Román (59 kWh) y Puno (57 kWh); mientras que los hogares con menores niveles de consumo están localizados en las provincias de San Antonio de

Putina (27 kWh) y Moho (16 kWh), lo cual es coherente con las distintas características sociodemográficas y la tenencia de artefactos eléctricos en estas provincias.

El número de miembros del hogar a nivel departamental es de 4.6 (Tabla 3.3); los hogares con el mayor número de miembros se encuentran en las provincias de San Román (4.9 miembros) y Puno (4.8 miembros); mientras que los hogares con el menor número de miembros se encuentran en las provincias de Moho (3.9 miembros) y Lampa (3.9 miembros). Por otro lado, la distribución empírica en un rango 1 a 10 presenta una mayor normalidad con respecto al rango de 1 a 15 miembros.

El área construida de la vivienda en el departamento de Puno es 90 metros cuadrados. Sin embargo, difiere sustancialmente entre los hogares como se muestra en la distribución empírica (ver Figura 3.3). Los hogares que tienen viviendas con el mayor área construida se encuentran en las provincias de Yunguyo (105 metros cuadrados) y San Román (100 metros cuadrados), mientras que los hogares que tienen viviendas con menor área construida se encuentran en las provincias de San Antonio Putina (79 metros cuadrados) y Lampa (67 metros cuadrados).

El número promedio de habitaciones por vivienda en el departamento de Puno es de 4.6 y varía en un rango de 1 a 84. El mayor porcentaje de hogares tienen entre 1 y 15 habitaciones y un porcentaje pequeño de hogares tienen viviendas con habitaciones mayores a 15. Finalmente, la edad promedio de los jefes de hogar es de 47.5 años y varía en un rango de 17 a 107 años. Los jefes de hogar de mayor edad en promedio se encuentran en las provincias de Lampa (52 años) y Melgar (49.6 años).

Tabla 3.2: Estadística descriptiva del consumo de electricidad, precios de electricidad y características sociodemográficas

Variable	Media	Desviación Estandar	Mínimo	Máximo
Consumo de electricidad en kWh	46.93	44.23	1	415
Precio marginal de electricidad en el segmento 1	0.273	0.025	0.245	0.334
Precio marginal de electricidad en el segmento 2	0.364	0.034	0.322	0.446
Precio marginal de electricidad en el segmento 3	0.374	0.035	0.336	0.458
Cargo fijo	1.824	0.047	1.760	1.960
Ingreso del hogar	456	327	10.00	3500
Ingreso virtual para el segmento 2	458	327	11.79	3502
Ingreso virtual para el segmento 3	459	327	12.62	3503
Area construída de la vivienda	90	71	4	1200
Tamaño familiar	4.57	2.09	1	15
Número de habitaciones	4.63	2.99	1	84
Edad del jefe de hogar	47.51	12.82	17	107

Fuente: Encuesta Departamental del Mercado Eléctrico de Puno.

Elaboración: propia.

Tabla 3.3: Promedio del consumo de electricidad y de las características del hogar por provincias

	Consumo de electricidad (KWh)	Ingreso del hogar (Nuevos Soles)	Número de miembros en el hogar	Número de habitaciones de la vivienda	Area construida de la vivienda (metros cuadrados)	Edad del jefe de hogar (años)
Azángaro	29.9	451.7	4.6	4.5	79.2	47.1
Chucuito	30.2	385.8	4.2	4.1	84.8	46.1
El Collao	32.8	294.5	4.1	3.7	84.7	45.2
Huancané	35.3	368.0	4.0	4.3	85.7	49.1
Lampa	31.5	415.8	3.9	4.1	67.9	52.3
Melgar	39.1	435.6	4.4	4.7	98.0	49.6
Moho	16.2	283.3	3.9	3.3	72.9	46.7
Puno	57.0	557.3	4.8	4.6	85.2	47.9
S.A.Putina	27.2	272.3	4.5	3.9	69.8	47.2
San Román	59.0	480.3	4.9	5.2	100.6	47.9
Yunguyo	37.1	475.7	4.4	5.3	105.7	44.1
Total	46.9	456.2	4.6	4.6	90.3	47.5

Fuente: Encuesta Departamental del Mercado Eléctrico de Puno.
Elaboración: propia.

3.2.1. Distribución del consumo de electricidad en el departamento de Puno

La Figura 3.1, muestra en un rango de 1 a 415 kWh, la distribución del consumo residencial de electricidad en el departamento de Puno, lo cual se encuentra sesgada hacia la izquierda; en razón de que el mayor porcentaje de usuarios consumen en un rango de 1 a 100 kWh y un menor porcentaje de hogares consumen por encima de 100 kWh. Asimismo, esta figura sugiere la existencia de una importante heterogeneidad en el patrón de consumo. La heterogeneidad que el patrón de consumo de la electricidad en relación a las distintas características sociodemográficas y la tenencia de los bienes durables se encuentra en los estudios de Reiss y White (2002), en el caso de los hogares California de los Estados Unidos, y de Dammert, Gallardo, y Quiso (2004), en el caso de los hogares del Perú.

En el apéndice C, se muestran las distribuciones del consumo de electricidad para las provincias de Azángaro, Chucuito, El Collao, Huancané, Lampa, Melgar, Moho, Yunguyo, San Antonio de Putina, San Román, y Puno. En estas figuras, se observan que las distribuciones del consumo difieren entre los hogares en las diferentes provincias del departamento de Puno, lo cual es coherente con la información estadística en lo referente a las características sociodemográficas y tenencia de bienes durables. De esta manera, a nivel de provincias los hogares con mayores niveles de consumo se encuentran localizados en las provincias de San Román (59 kWh) y Puno (57 kWh); mientras que los hogares con menores niveles de consumo se encuentran en las provincias de San Antonio de Putina (27 kWh) y Moho (16 kWh).

Finalmente, Tabla 3.4, en lo referente a los artefactos eléctricos, se muestra el por-

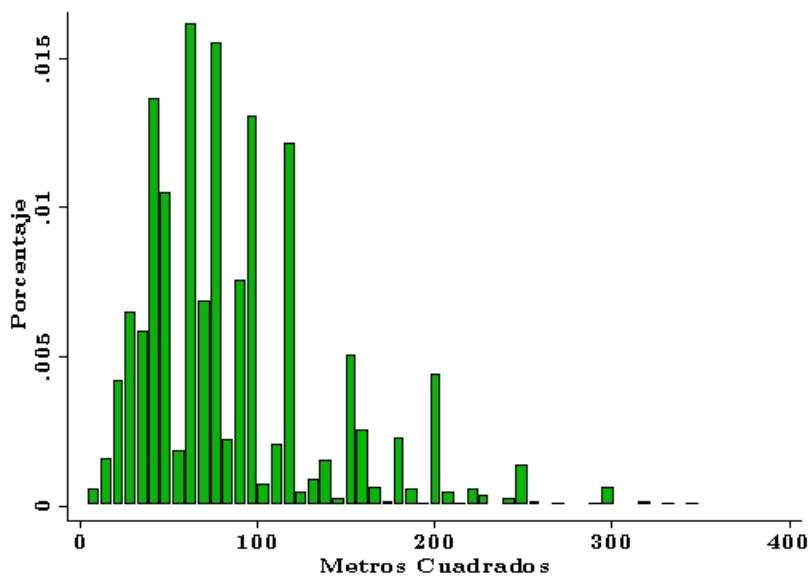
Tabla 3.4: Consumo promedio según tenencia de artefactos eléctricos en el departamento de Puno

Artefacto Eléctrico	Porcentaje	Consumo promedio (KWh)
Radio	88.02	51
Plancha	52.63	54
TV a color	51.06	57
TV Blanco y Negro	50.09	41
Licuada	42.49	57
Computadora	10.78	77
Equipo de sonido	14.88	67
Refrigeradora	8.11	70
DVD	5.12	68
Terma	1.52	99
Extractor	2.86	68
Maquina de coser	0.88	70
Lavadora	0.78	96

Fuente: Encuesta Departamental del Mercado Eléctrico de Puno.
Elaboración: propia.

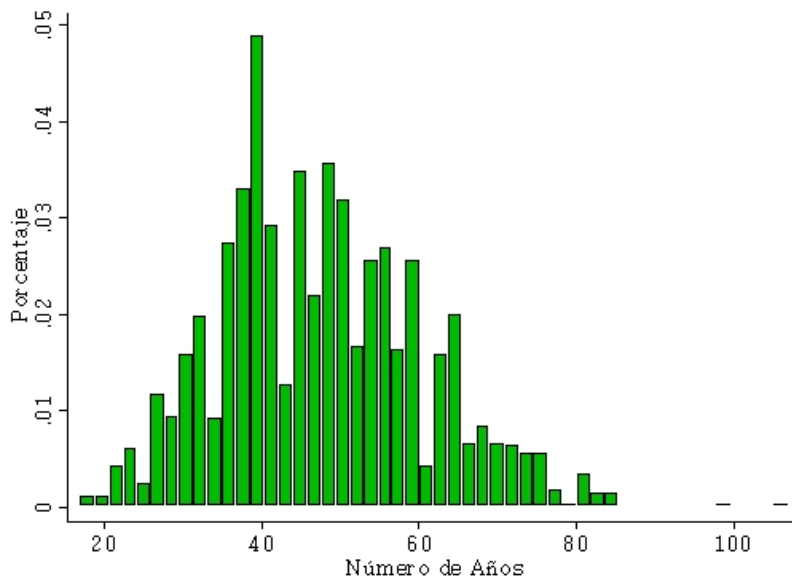
centaje de artefactos eléctricos poseídos por los hogares de Puno y el consumo promedio de electricidad según la tenencia de estos artefactos. De esta tabla, se desprende que los hogares que poseen artefactos eléctricos tienen un consumo promedio por encima del promedio departamental (47 kWh). De esta manera, los hogares que poseen terma (99 kWh), lavadora (98 kWh) y refrigerador (70 kWh) tienen los mayores niveles de consumo de electricidad. Asimismo, esta tabla muestra que los artefactos más poseídos por los hogares son: la radio (88 por ciento), la plancha (52 por ciento), el televisor a color (51 por ciento), y el televisor a blanco y negro (50 por ciento).

Figura 3.3: Distribución del área construida de la vivienda en el departamento de Puno



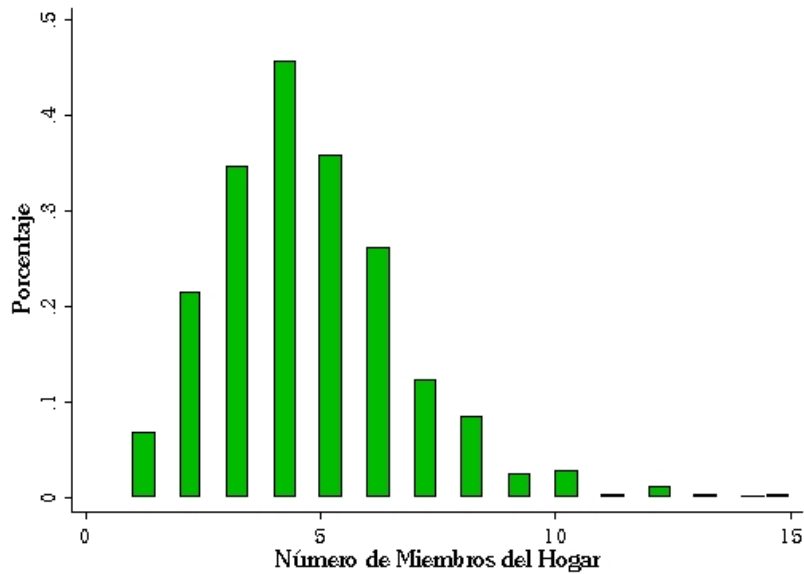
Fuente: Encuesta Departamental del Mercado Eléctrico de Puno.
Elaboración: propia.

Figura 3.4: Distribución de la edad del jefe de hogar en el departamento de Puno



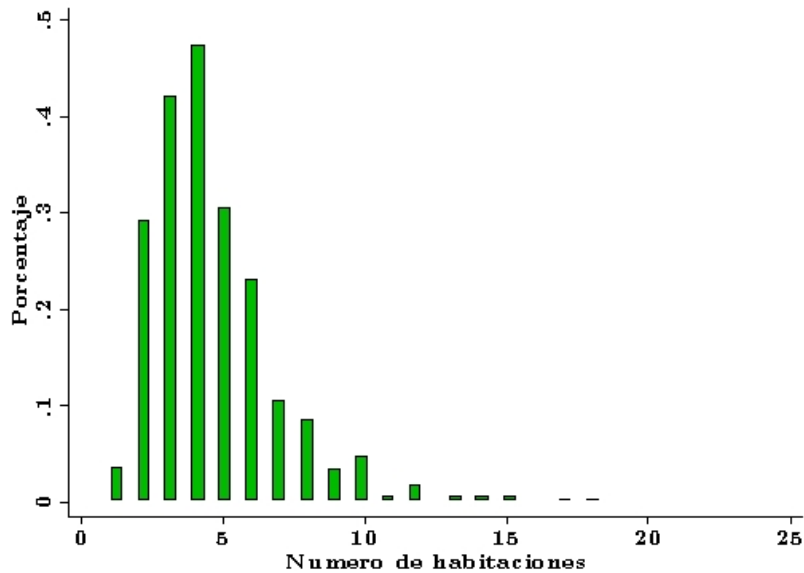
Fuente: Encuesta Departamental del Mercado Eléctrico de Puno.
Elaboración: propia.

Figura 3.5: Distribución del tamaño familiar en el departamento de Puno



Fuente: Encuesta Departamental del Mercado Eléctrico de Puno.
Elaboración: propia.

Figura 3.6: Distribución del número de habitaciones en el departamento de Puno



Fuente: Encuesta Departamental del Mercado Eléctrico de Puno.
Elaboración: propia.

Capítulo 4

Métodos de Estimación y Resultados

4.1. Tratamiento econométrico de la estimación de la demanda bajo un conjunto presupuestario no lineal

La estimación de la demanda de electricidad bajo conjuntos presupuestarios no lineales, debería estimarse mediante el método de máxima verosimilitud o los métodos de mínimos cuadrados no lineales, porque estos métodos proveen estimaciones con propiedades de grandes muestras de consistencia y eficiencia asintótica (Moffitt; 1986, Cavanagh, Hamenann et al.2002).

La estimación econométrica de las funciones de demanda bajo conjuntos presupuestarios no lineales presenta los siguientes problemas. Primero, la elección del bloque ó quiebre y la elección de la cantidad dentro del bloque, deberían ser modeladas simultáneamente. Segundo, la elección del bloque, la cantidad, y el precio marginal son endógenos. Tercero, en aquellos modelos que consideran un sólo error estocástico, el

tamaño del error, el precio marginal, y el ingreso marginal (como una función del precio marginal) estarían sistemáticamente correlacionados (Moffitt, 1986; Reiss y White, 2002; y Cavanagh; Hanemann et al; 2002). En este contexto, las estimaciones mediante el métodos de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), y variables instrumentales (VI), generarían estimadores inconsistentes y sesgados.

La estimación mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios es inconsistente y sesgada, por las siguientes razones: En primer lugar, este método no toma cuenta la determinación simultánea del precio y el bloque de consumo (Reiss y White; 2002). En segundo lugar, en modelos con heterogeneidad en las preferencias el término de error puede estar sistemáticamente correlacionado con los regresores: en aquellas observaciones en el que se observa un valor alto del término de error existe una mayor probabilidad de que el consumo observado corresponda al bloque más alto (a un ingreso y precio marginal alto) y lo opuesto ocurre para valores pequeños (Moffitt; 1986 y Cavanagh, Hanemann et al; 2002). Finalmente, bajo conjuntos presupuestarios no lineales las distribuciones del consumo en cada segmento son distribuciones truncadas, entonces la estimación por separada por cada segmento, también generará estimadores inconsistentes de los parámetros (Burtles y Hausman 1978; Moffitt; 1986).

Tradicionalmente, la endogeneidad del precio y la cantidad en un contexto de fijación de precios por bloque, era resuelto empleando los modelos de ecuaciones simultáneas. Estos modelos eran estimados mediante el método de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E) y el método de Variables Instrumentales (VI), observando el valor del término de error (Reiss y White; 2002 y Cavanagh, Hanemann et al; 2002). La estimación por estos métodos alivian el problema de la endogeneidad estimando parámetros que

reflejan la pendiente negativa de la curva de demanda. Sin embargo ambos métodos introducen sus propios sesgos: el primero debido a la especificación de un precio marginal apropiado, y el último debido a la dificultad de encontrar buenos instrumentos¹. Por último, estos métodos, no logran incorporar la decisión simultánea de la elección discreta de los segmentos y puntos de quiebre y ni la elección continua de la cantidad. Como resultado, el efecto de un cambio en la estructura de precios tales como un cambio del bloque dos al bloque tres, o un cambio en el umbral de la cantidad consumida que mueve a un hogar de un bloque a otro no puede ser analizado.

En esta perspectiva, en esta investigación se emplea un modelo elección discreto/continuo (EDC) con dos errores en la dirección de Moffitt (1986) y Cavanagh, Haneemann et al. (2002). El modelo de EDC es esencialmente una expresión de probabilidad, en el cual la probabilidad para cada observación individual es una suma de expresiones de probabilidad conjunta, una para cada segmento lineal y quiebre en la restricción de presupuestos. Cada probabilidad conjunta incluye la probabilidad de la elección continua de la cantidad consumida y la probabilidad condicional de que el consumo óptimo ocurrió en aquel segmento ó quiebre dado la elección de la cantidad.

4.2. Estimación del modelo EDC, MCG y VI

En esta sección se describe la metodología para la estimación del modelo de elección discreta/continua (EDC), el modelo de mínimos cuadrados generalizados (MCG) y el

¹ Debido a que el conjunto de instrumentos en este contextos son los mismos componentes de la estructura de precios. Otra restricción importante con este enfoque, es la poca o ninguna variación en la estructura de precios. Esta situación es muy común en las aplicaciones de fijaciones de precios no lineales, como los datos son provistos por una sola firma que carga una sólo tarifa o similares a todos los usuarios residenciales, lo cual puede inducir a una inadecuada elección de los instrumentos y como resultado de la estimación se tendría una elasticidad precio imprecisa.

modelo de variables instrumentales (VI).

4.2.1. Estimación mediante el método de mínimos cuadrados generalizados (MCG)

El modelo de *efectos aleatorios* o *modelo de componentes de error* para una estructura de datos de panel, se encuentra ampliamente desarrollados por Greene (1999), Hsiao (2003), Arellano (2003), y Wooldridge (2003). En este caso, la expresión general del modelo a estimar es la siguiente:

$$\ln C_{i,t} = \ln C_{i,0} + \phi \ln C_{i,t-1} + \alpha \ln p_{i,t} + \beta \ln y_{i,t} + Z_i' \delta + \nu_{i,t} \quad (4.1)$$

$$|\phi| < 1, \quad \nu_{i,t} = \alpha_i + u_{it}, \quad \text{Var}(u_{i,t}) = \begin{cases} \sigma_u^2 & \text{para } i=j, t=s \\ E u_{it} u_{js} = 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

donde $\ln C_{i,t}$ es el consumo de electricidad en logaritmos, $\ln C_{i,t-1}$ es el consumo de electricidad rezagada en un período en logaritmos, $\ln p_{i,t}$ es el precio marginal de la electricidad en logaritmos, $\ln y_{i,t}$ es el ingreso familiar en logaritmos, Z es un vector de características individuales observables del hogar.

En el modelo de *efectos aleatorios*, las α_i (efecto fijo² del i -ésimo individuo) se tratan como si fueran variables aleatorias. Es decir, se hacepta que el α_i específico de cada individuo no sea una constante sino puede variar. De esta forma el término de error $\nu_{i,t}$ consta de dos componentes: uno asociado al individuo, α_i , y otro asociado a los efectos no recogidos en las variables explicativas, u_{it} . Además, se asume α_i tiene media cero y que no esta correlacionado con las variables independientes. De esta manera, se tiene que:

$$\nu_{i,t} = \alpha_i + u_{it}, \quad E\alpha_i = 0, \quad E\alpha_i u_{i,t} = E\alpha_i Z_i' = E\alpha_i p_{i,t} = E\alpha_i y_{i,t} = 0$$

² Ver Arellano (2003)[7], Greene (1999)[41], Hsiao (2003)[55], y Wooldridge (2003)[85].

4.2.2. Estimación mediante el método de variables instrumentales (VI)

La estimación mediante el método de VI, se realiza siguiendo a Cavanagh, Hanemann et al. (2002). La estimación es similar a la estimación mediante el método de MC2E, en la primera etapa se ajusta una ecuación para el precio marginal de la electricidad en función de la estructura de precios (cargo fijo, y todo el conjunto de precios marginales) y todas las variables exógenas. En la segunda etapa, se estima la ecuación para la demanda de electricidad, teniendo como regresores al precio estimado en la primera etapa (lo cual se asume que no está correlacionado con la demanda de electricidad) y el resto de las variables exógenas. A pesar de que este método no toma en cuenta la fundamentación teórica con respecto a la fijación de precios en bloque, sin embargo, toma en cuenta la determinación simultánea del precio y la cantidad. Desde que la pendiente estimada de la curva de demanda mediante este método es negativa, las elasticidades estimadas mediante este método puede servir con un punto de comparación (Cavanagh, Hanemann et al; 2002). Finalmente, los parámetros estimados mediante este método son usados como parámetros iniciales en modelos de máxima verosimilitud.

Formalmente, el sistema de ecuaciones en el modelo de variables instrumentales puede ser escrito en la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 \ln p_{i,t} &= \alpha_{i,0} + \alpha_1 \ln p1_{i,t} + \alpha_2 \ln p2_{i,t} + \alpha_3 \ln p3_{i,t} + \alpha_4 \ln CF_{i,t} + \beta \ln y_i + Z_i' \delta + v_{i,t} \\
 \ln C_{i,t} &= \ln C_{i,0} + \phi \ln C_{i,t-1} + \alpha \ln \hat{p}_{i,t} + \beta \ln y_{i,t} + Z_i' \delta + v_{i,t} \\
 i &= 1, 2, \dots, N, \\
 t &= 1, 2, \dots, T.
 \end{aligned} \tag{4.2}$$

donde $\ln p_{i,t}$ es el logaritmo del precio de electricidad residencial, $\ln p1_{i,t}$ es el logaritmo del precio de la electricidad en el segmento 1, $\ln p2_{i,t}$ es el logaritmo del precio

de la electricidad en el segmento 2, $\ln p_{3,i,t}$ es el logaritmo del precio de la electricidad en el segmento 3, $\ln CF_{i,t}$ es el logaritmo del cargo fijo, y $\ln \hat{p}_{i,t}$ es logaritmo del precio estimado en la primera etapa.

4.2.3. Estimación mediante el método de máxima verosimilitud del modelo de elección discreta/continua (EDC)

La estructura del modelo EDC para la demanda residencial de electricidad bajo conjuntos presupuestarios no lineales con 3 segmentos lineales y dos quiebres es

$$\begin{aligned} \ln C = & D_1[\ln g_1(p_1, y, z; \theta) + \eta] + D_2[\ln g_2(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) + \eta] + D_3[\ln g_3(p_3, \bar{y}_3, z; \theta) + \eta] \\ & + (1 - D_1 - D_2 - D_3)d_1 \ln \bar{C}_1 + (1 - D_1 - D_2 - D_3)d_2 \ln \bar{C}_2 + \varepsilon \end{aligned} \quad (4.3)$$

donde

$$\begin{aligned} \nu = \eta + \varepsilon, \quad \sigma_\nu^2 &= \sigma_\eta^2 + \sigma_\varepsilon^2, \quad \rho = \sigma_\eta / \sigma_\nu \quad \eta \sim N(0, \sigma_\eta^2), \quad y \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ \sigma_\eta^2 &= \frac{\eta' \eta}{N - K}, \quad \sigma_\varepsilon^2 = \frac{\varepsilon' \varepsilon}{N - K} \\ \eta &= \ln C - \ln g_1(p_1, y, z; \theta) = \ln C - \ln g_2(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) = \ln C - \ln g_3(p_3, \bar{y}_3, z; \theta) \\ \varepsilon &= \ln C - (D_1[\ln g_1(p_1, y, z; \theta) + \eta] + D_2[\ln g_2(p_2, \bar{y}_2, z; \theta) + \eta] \\ &+ D_3[\ln g_3(p_3, \bar{y}_3, z; \theta) + \eta] + (1 - D_1 - D_2 - D_3)d_1 \ln \bar{C}_1 \\ &+ (1 - D_1 - D_2 - D_3)d_2 \ln \bar{C}_2) \end{aligned}$$

Los parámetros del modelo se obtienen maximizando la siguiente función de máxima verosimilitud

$$\ln L = \sum \ln \left[\sum_{k=1}^3 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{e^{-(s_k)^2/2}}{\sigma_\nu} * (\Phi(r_k) - \Phi(n_k)) + \sum_{k=1}^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{e^{-(u_k)^2/2}}{\sigma_\varepsilon} * (\Phi(m_k) - \Phi(t_k)) \right] \quad (4.4)$$

La maximización de esta función, se realiza usando el paquete matemático MATLAB 6.0, empleando la función MAXLIK y los algoritmos de optimización BFGS (Broyden,

Fletcher, Goldfard, y Shanno), DFP (Davidon, Fletcher, y Powell), y BHHH (Berndt, Hall, Hall y Hausman). Los parámetros estimados mediante el método de VI, se usa como valores iniciales para maximizar la función de máxima verosimilitud.

4.2.4. Resultados y efectos marginales

La Tabla 4.1, muestra los resultados estimados mediante los métodos de máxima verosimilitud (MV), variables instrumentales (VI) y mínimos cuadrados generalizados (MCG). En esta tabla, se observa que el signo y la magnitud de los parámetros son muy similares en los modelos de MV y VI, sin embargo, los parámetros estimados mediante el método de MV son mucho más significativas con respecto a la estimaciones por otros métodos (VI y MCG).

El coeficiente para la demanda de electricidad con respecto al precio marginal es pequeña y negativa, lo cual confirma que la demanda de electricidad es inelástica con respecto a su precio. El coeficiente estimado mediante los métodos de MV y VI son de -0.052 y -0.068, respectivamente. El coeficiente estimado mediante ambos métodos para la demanda de electricidad con respecto al ingreso es de 0.014.

Los coeficientes de las variables que representan las características sociodemográficas (el número de habitaciones de la vivienda, el tamaño familiar, el área construída de la vivienda y el sexo del jefe de hogar) son positivos y estadísticamente significativos a un nivel de significancia del 1 por ciento, tanto en el modelo EDC como en el modelo de VI. La magnitud de los coeficientes son similares en ambos modelos, con excepción de los coeficientes del tamaño familiar y del sexo del jefe de hogar que tienen coeficientes

relativamente inferiores en el modelo de VI.

Los coeficientes estimados para las variables dummy que capturan el efecto de la estacionalidad sobre la demanda de electricidad son significativas a un nivel de significancia del 1 por ciento en los modelos MV y VI. Este resultado muestra que la demanda residencial de electricidad en el departamento de Puno presenta un comportamiento estacional (mensual) durante el año.

En la Tabla 4.2 se muestran los resultados del modelo EDC estimado con 2 y 3 segmentos. El propósito de estimar con 2 y 3 segmentos, se hace con la finalidad de ver la variación en la magnitud de los coeficientes, en razón de que los precios marginales en los segmentos 2 y 3 son muy similares (en promedio los precios marginales en los segmentos 2 y 3 son de 0.36 y 0.37 nuevos soles, respectivamente) y el porcentaje de usuarios que consumen por encima de 100 kWh (usuarios del segmento 3) es pequeño.

Los coeficientes estimados del modelo EDC (Ver Tabla 4.2), con 2 y 3 segmentos no cambian en magnitud y en signo, con excepción del coeficiente del precio marginal de electricidad y del ingreso familiar, que en el caso de la estimación con 2 segmentos resultan relativamente mayor con respecto a la estimación con 3 segmentos. Sin embargo, los coeficientes estimados con 3 segmentos resultan mucho más significativos.

Tabla 4.1: Resultados estimados mediante los métodos MV, VI y MCG

Variable	MV coef.	t	VI coef.	z	MCG coef.	z
consumo(-1)(logaritmos)	0.8803	7084,9***	0.8798	423,51***	0.8426	379,72***
precio(logaritmos)	-0.0527	-3333,9***	-0.0680	-3,50***	0.5664	42,79***
ingreso familiar (logaritmos)	0.0144	777,9***	0.0141	5,74***	0.0174	7,24***
tamaño familiar (logaritmos)	0.0138	1294,2***	0.0116	2,88***	0.0201	5,08***
No. de habitaciones (logaritmos)	0.0225	736,7***	0.0212	4,59***	0.0221	4,88***
área construida (logaritmos)	0.0077	8928,5***	0.0073	2,31***	-0.0047	-1,51*
edad del jefe de hogar (logaritmos)	0.0300	365,4***	0.0264	4,32***	0.0229	3,81***
sexo del jefe de hogar	0.0216	262,2***	0.0192	4,36***	0.0301	6,97***
terma	0.0329	113,2***	0.0315	2,08***	0.0161	1,09 ^{n.s}
ducha	0.0336	560,1***	0.0318	2,89***	0.0163	1,51*
refrigeradora	0.0604	432,8***	0.0574	8,39***	0.0612	9,13***
televisor	0.0357	496,0***	0.0260	5,79***	0.0341	7,71***
licuadora	0.0117	1260,2***	0.0095	2,18***	0.0104	2,41***
plancha	0.0158	127,9***	0.0152	3,50***	0.0177	4,15***
computadora	0.0284	-1265,02***	0.0252	3,93***	0.0076	1,21 ^{n.s}
sustitutos de coccion	-0.0154	-1226,31***	-0.0137	-2,33***	-0.0382	-6,64***
enero	0.0284	-583,4***	0.0287	3,12***	0.0172	1,91*
febrero	-0.0521	-272,7***	-0.0517	-7,41***	-0.0457	-6,68***
marzo	-0.0169	646,5***	-0.0167	-2,40***	-0.0129	-1,88*
abril	0.1098	377,6***	0.1086	15,55***	0.1092	15,94***
junio	0.0394	52,41***	0.0387	5,56***	0.0368	5,38***
agosto	0.0258	717,2***	0.0256	3,69***	0.0265	3,87***
setiembre	0.0045	52,41***	0.0044	0,64 ^{n.s}	0.0010	0,15 ^{n.s}
octubre	-0.0248	-595,9***	-0.0242	-3,47***	-0.0235	-3,44***
noviembre	0.0344	1298,4***	0.0343	4,93***	0.0298	4,36***
constante	0.0032	658,8***	0.3246	4,26***	0.9180	24,70***
σ_ϵ	0.0149					
σ_η	0.3983					

*** significativo al 1 por ciento, ** significativo al 5 por ciento

* significativo al 10 por ciento, *n.s.* : no significativo

Tabla 4.2: Resultados del modelo EDC con 3 y 2 segmentos estimado mediante el método MV

Variable	Con 3 segmentos		Con 2 segmentos	
	coef.	<i>t - stat</i>	coef.	<i>t - stat</i>
consumo(-1)(logaritmos)	0.8803	7084,9***	0.8804	754,62***
precio(logaritmos)	-0.0527	-3333,9***	-0.0552	-1370,63***
ingreso familiar(logaritmos)	0.0144	777,9***	0.0172	106,86***
tamaño familiar(logaritmos)	0.0138	1294,2***	0.0138	56,28***
No. de habitaciones(logaritmos)	0.0225	736,7***	0.0225	47,28***
área construida(logaritmos)	0.0077	8928,5***	0.0077	42,40***
edad del jefe de hogar(logaritmos)	0.0300	365,4***	0.0300	76,23***
sexo del jefe de hogar	0.0216	262,2***	0.0216	63,83***
terma	0.0329	113,2***	0.0329	13,76***
ducha	0.0336	560,1***	0.0336	39,32***
refrigeradora	0.0604	432,8***	0.0604	18,42***
televisor	0.0357	496,0***	0.0358	33,37***
licuadora	0.0117	1260,2***	0.0117	15,91***
plancha	0.0158	127,9***	0.0157	29,01***
computadora	0.0284	-1265,02***	0.0286	6,16***
sustitutos de coccion	-0.0154	-1226,31***	-0.0153	-76,63***
enero	0.0284	-583,4***	0.0283	19,56***
febrero	-0.0521	-272,7***	-0.0521	-40,43***
marzo	-0.0169	646,5***	-0.0169	-42,40***
abril	0.1098	377,6***	0.1099	22,89***
junio	0.0394	52,41***	0.0394	18,85***
agosto	0.0258	717,2***	0.0258	8,56***
setiembre	0.0045	52,41***	0.0045	2,42***
octubre	-0.0248	-595,9***	-0.0248	84,37***
noviembre	0.0344	1298,4***	0.0344	17,74***
constante	0.0032	658,8***	0.0032	15,69***
σ_ϵ	0.0149		0.01444	
σ_η	0.3983		0.3978	

*** significativo al 1 por ciento.

4.2.5. Elasticidad precio de la demanda de electricidad por segmentos

En las Tablas 4.3 y 4.4, se muestra la elasticidad precio de la demanda de electricidad para los segmentos 1, 2, y 3, estimadas mediante el modelo EDC estimados con 2 y 3 segmentos de consumo.

En el caso de la estimación con 2 segmentos la Tabla 4.3, muestra que el 48.10 por ciento de las observaciones corresponden al segmento 1, el 53.64 por ciento al segmento 2, y el 1.50 por ciento de las observaciones se encuentran censuradas en el punto de quiebre al nivel de consumo de 30kWh. Asimismo, se muestra que la elasticidad precio es de -0.056, para el primer segmento y de -0.054 para el el segundo segmento.

En lo referente a la estimación del modelo EDC con 3 segmentos, la Tabla 4.4, muestra que la elasticidad precio del segmento 1 es -0.0527, del segmento 2 es -0.0522, y del segmento 3 es de -0.0513. Asimismo, se muestra que el 44.86 por ciento de las observaciones corresponden al primer segmento (0 a 30 kWh); el 43.50 por ciento de las observaciones al segundo segmento (31 a 100 kWh); el 10.12 por ciento al tercer segmento (mayores a 100 kWh); el 1.50 por ciento de las observaciones están censuradas en el primer corte al nivel de 30 kWh y, el 0.01 por ciento de las observaciones están censuradas en el segundo corte correspondiente al nivel 100 kWh. El hecho de que una mayor cantidad de observaciones están censuradas en el primer quiebre es debido a que existe una diferencia significativa del precio marginal del segmento 2 con respecto al precio marginal del segmento 1. En cambio, la diferencia entre el precio marginal 3 y el precio marginal 2 es muy pequeña.

Tabla 4.3: Elasticidad precio de la demanda de electricidad estimado con 2 Segmentos

Segmento/Quiebre	Rango	Observaciones	Porcentaje	Elasticidad Precio
Segmento				
1	0 a 30 kWh	22,389	44.86	-0.0560
2	> a 30 kWh	26,773	53.64	-0.0546
Quiebre				
1	30 kWh	748	1.50	0.0000

Tabla 4.4: Elasticidad precio de la demanda de electricidad estimado con 3 segmentos

Segmento/Quiebre	Rango	Observaciones	Porcentaje	Elasticidad Precio
Segmento				
1	0 a 30 kWh	22,390	44.86	-0.0527
2	31 a 100 kWh	21,711	43.50	-0.0522
3	> a 100 kWh	5,052	10.12	-0.0513
Quiebre				
1	30 kWh	750	1.50	0.0000
2	100 kWh	7	0.01	0.0000

Tabla 4.5: Elasticidad Precio por Ingreso Familiar y Consumo de Electricidad

Intervalo	Elasticidad Precio	
	Media	Porcentaje
Por nivel de ingreso familiar (ennuevos soles)		
0 a 250	-0.0604	30.92
251 a 500	-0.0601	26.40
501 1000	-0.0588	38.28
> a 1000	-0.0578	4.37
Por nivel de consumo de electricidad (enKWh)		
0 a 30	-0.0701	46.36
31 a 50	-0.0511	21.38
51 a 100	-0.0514	21.90
>100	-0.0476	10.34

4.2.6. Heterogeneidad en la sensibilidad del precio

La Figura 4.1 muestra la información acerca de la heterogeneidad en la sensibilidad del precio de la demanda de electricidad en los hogares del departamento de Puno. Esta figura representa la distribución de la sensibilidad del precio en el rango de 0 a -1.5, en donde se observa que las barras más altas se encuentra al nivel de -0.05, lo cual refleja que el mayor porcentaje de usuarios tienen una elasticidad precio cercano a -0.05, mientras la barra en el origen indica que un porcentaje de usuarios no presentan sensibilidad en la demanda a cambios en el precio de la electricidad.

La Tabla 4.5, muestra la elasticidad precio por niveles de ingreso familiar y por consumo de electricidad. En esta tabla se muestra que la demanda es más inelástica

con respecto al precio en niveles de ingreso y consumo más bajos. Así por ejemplo, la elasticidad precio según el nivel de ingreso en el rango de 0 a 500 nuevos soles es de -0.06, y para niveles de ingreso superiores a 500 nuevos soles es de -0.058; mientras que según el nivel de consumo la elasticidad precio es de -0.07 en el rango de 0 a 30 kWh, de -0.051 en el rango de 31 a 100 kWh y de -0.047 por encima de 100 kWh.

En lo referente a la elasticidad precio según el nivel de consumo la Tabla 4.5, muestra que en el primer segmento que abarca a 22,389 observaciones la elasticidad precio se encuentra en el rango de -0.068 y -0.055 con una elasticidad precio promedio de -0.056. Mientras que en el segundo segmento para 26,773 observaciones la elasticidad precio se encuentra en el rango de -0.055 y -0.037 con una elasticidad precio promedio de -0.054.

4.2.7. Efecto de los bienes durables y la estacionalidad

Los coeficientes estimados para las variables que representan los bienes durables y la estacionalidad de la demanda de electricidad tienen los signos esperados y son altamente significativos en los modelos EDC y VI. Desde que las variables dummy que representan, la tenencia de los bienes durables, y la estacionalidad entran exponencialmente en el modelo, los coeficientes que se muestra en la Tabla 4.6 pueden ser interpretados como los multiplicadores de la demanda mensual asociado con una unidad de incremento en los componentes de bienes durables o de la estacionalidad. Si el multiplicador es mayor que 1, significa que un incremento en la demanda de electricidad esta asociado con un incremento en la variable explicativa correspondiente. Un multiplicador menor que 1 representa un caída en la demanda asociado a un incremento en la variable explicativa correspondiente.

Tabla 4.6: Efecto de la tenencia de bienes durables y las estacionalidades

Variable	<i>MV</i>	<i>VI</i>	<i>MCG</i>
terma	1,0334***	1,0320***	1,0164*
ducha	1,0342***	1,0323***	1,0631***
refrigeradora	1,0622***	1,0590***	1,0347***
televisor	1,0364***	1,0264***	1,0104***
licuadora	1,0118***	1,0096***	1,0179***
plancha	1,0159***	1,0153***	1,0076 ^{n.s.}
computadora	1,0290***	1,0255***	0,9624***
enero	1,0287***	1,0291***	0,9553***
febrero	0,9492***	0,9496***	0,9871*
marzo	0,9831***	0,9833***	1,1154***
abril	1,1161***	1,1147***	1,0375***
junio	1,0402***	1,0395***	1,0268***
agosto	1,0262***	1,0260***	1,0010 ^{n.s.}
setiembre	1,0045***	1,0044***	0,9767***
octubre	0,9754***	0,9760***	1,0303***
noviembre	1,0350***	1,0349***	0,9180***

*** significativo al 1 por ciento
 ** significativo al 5 por ciento
 * significativo al 10 por ciento
 n.s. : no significativo.

En la Tabla 4.6, se muestran que los multiplicadores estimados mediante los modelos EDC, VI y MCG para la tenencia de los siguientes artefactos eléctricos: terma, ducha, refrigeradora, televisor, licuadora, plancha y computadora son mayores que 1 y significativas al 1 por ciento; lo cuál implica que un incremento en la tenencia de estos bienes durables tiene efecto positivo sobre la demanda de electricidad.

Con respecto a los multiplicadores asociados a la estacionalidad de la demanda, la Tabla 4.6 muestra que en los meses de enero, abril, junio, agosto, setiembre y noviembre son mayores a 1 y significativos al 1 por ciento; lo cuál implica que hay un incremento en la demanda durante esos meses; mientras que los multiplicadores para los meses de febrero, marzo y octubre son menores a 1; lo cuál implica que durante esos meses hay una caída en la demanda de electricidad. Estos resultados son consistentes con

la estacionalidad en la demanda de electricidad que se presenta en el departamento de Puno, donde el consumo más bajos se presentan en los meses de enero, febrero y octubre.



Figura 4.1: Distribución de la elasticidad precio de la electricidad de los hogares del departamento de Puno

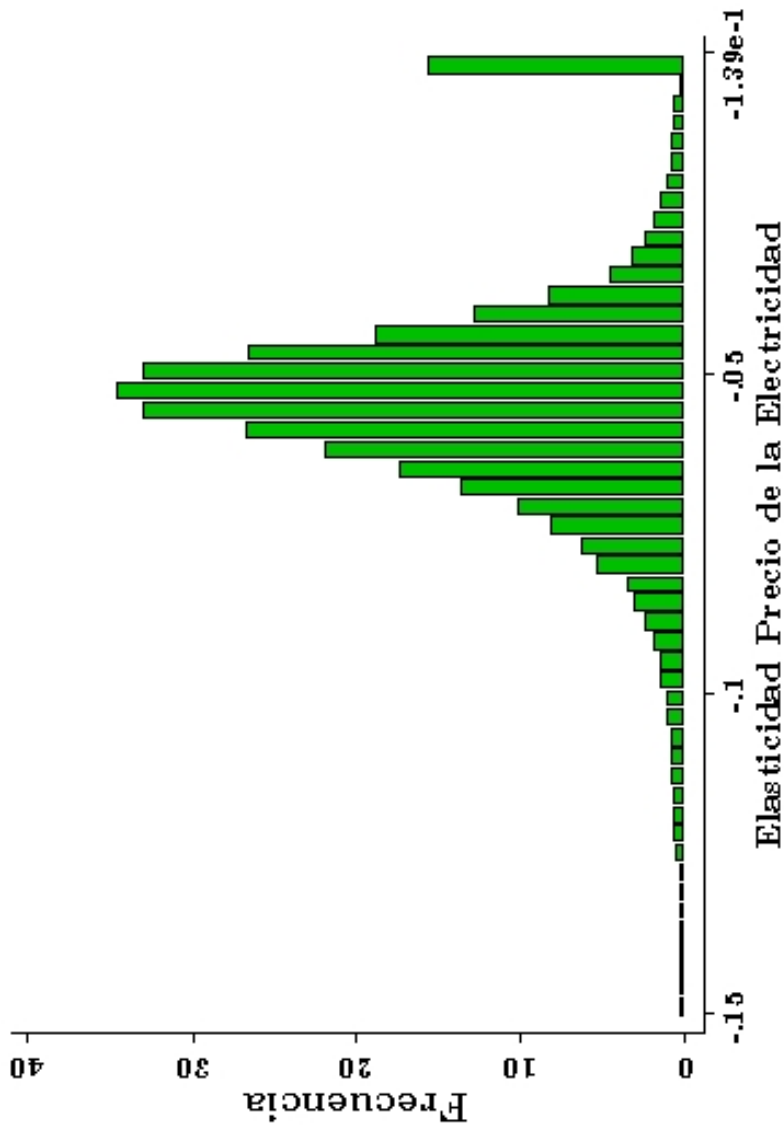
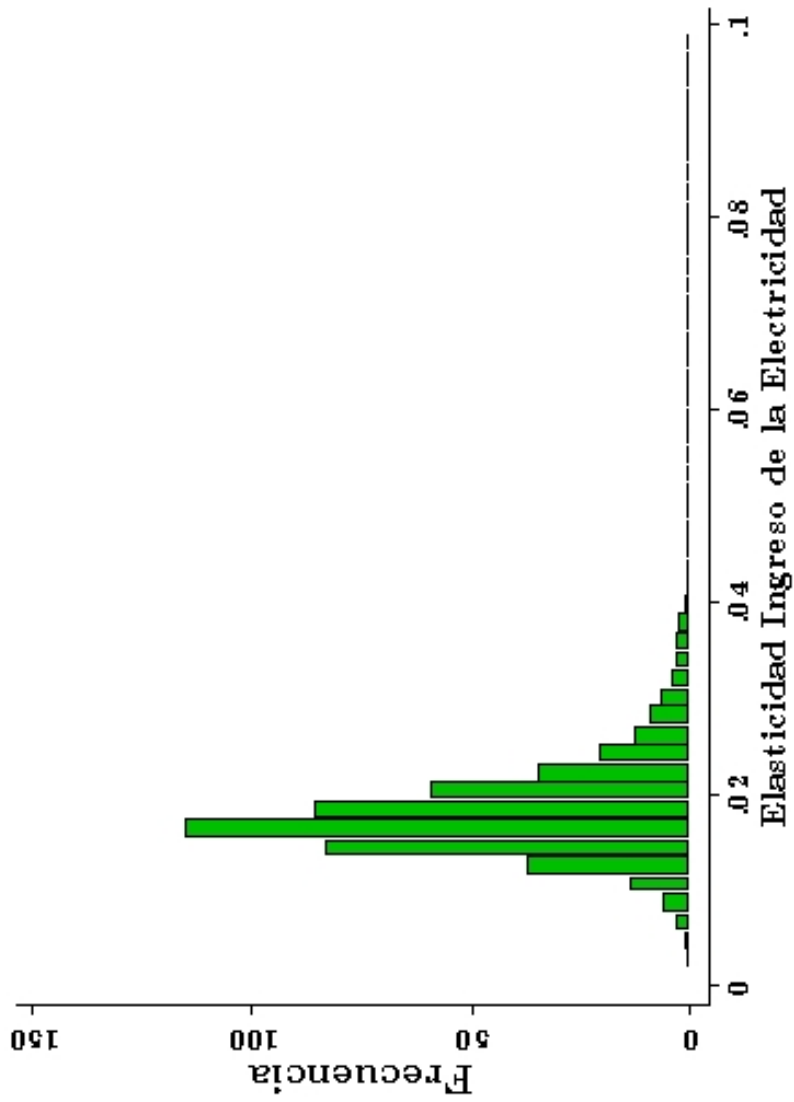


Figura 4.2: Distribución de la elasticidad ingreso de la electricidad de los hogares del departamento de Puno



Capítulo 5

Conclusiones y Recomendaciones

5.1. Conclusiones

Los resultados de la estimación mediante el modelo de elección discreta/continua (EDC), muestran que la información estadística desagregada a nivel de hogar sobre el consumo de la electricidad, las tarifas eléctricas, las características sociodemográficas y la tenencia de bienes durables que usan la electricidad, es importante para explicar la heterogeneidad en el patrón de consumo de los hogares y estimar la demanda residencial de electricidad bajo conjuntos presupuestarios no lineales.

La demanda de electricidad es inelástica y heterogénea con respecto al precio marginal. El coeficiente estimado es igual a -0.052 para toda la muestra, -0.0527 para el segmento 1, -0.0522 para el segmento 2, y -0.0513 para el segmento 3. La elasticidad precio se encuentra distribuida en un rango de -0.15 y 0 , en la cual el mayor porcentaje de usuarios residenciales tiene una elasticidad de -0.052 .

El coeficiente estimado del consumo rezagado en un período resulta ser positivo y altamente significativo en la estimación de los diferentes modelos, lo cual sugiere la ex-

istencia de la persistencia en los hábitos en el consumo de la electricidad de los hogares del departamento de Puno.

El efecto de las características específicas del hogar (características sociodemográficas y tenencia de bienes durables) consideradas como invariantes en el modelo resultan ser positivos y altamente significativos.

Los resultados mediante los modelos MV, VI y MCG, muestran la existencia de un comportamiento estacional (mensual) de la demanda residencial de electricidad en el departamento de Puno. Existe una disminución durante los meses de enero, febrero y marzo y un incremento significativo durante los meses de agosto, octubre y noviembre.

5.2. Recomendaciones

La estimación de la demanda residencial de electricidad bajo conjuntos presupuestarios no lineales (generado por la fijación de precios por bloque) debería estimarse simultáneamente en una sola etapa, empleando un enfoque de máxima verosimilitud (MV), con el propósito de capturar la decisión simultánea del consumidor con respecto a la elección discreta de los bloques y la elección continua de la cantidad.

La formulación de una función de máxima verosimilitud para la estimación de funciones de demanda bajo un conjuntos presupuestarios no lineales, que tome en cuenta la estructura de los datos de panel aún no está resuelta y debería constituir una tarea para las futuras investigaciones.

Un modelo mucho más completo de la demanda residencial de electricidad debería incluir la demanda por bienes durables. Lo cual sin embargo, requiere información adicional sobre los precios de los bienes durables y la información en lo referente a los atributos de éstos.



Bibliografía

- [1] Acton Jean Paul, Bridger M. Mitchell, and Sohlberg, “*Estimating Residential Electricity Demand Under Declining-Block Tariffs: An Economic Study Using Micro-Data*”, Applied Economics 12: 145-166., 1980.
- [2] Aguilar Giovanna, “*El Sistema Tarifario del Servicio Público de Electricidad, una Evaluación Desde el Punto de Vista de los Usuarios*”, CISEPA. Pontificia Universidad Católica del Perú, 2003.
- [3] Aigner Dennis and Jerry Hausman, “*Correction for Truncation Bias in the Analysis of Experiments in Time of Day Pricing of Electricity*”, The Bell Journal Economics. Vol. 11. No.1, 131-142, 1980.
- [4] Altonji Joseph G., “*Intertemporal Substitution in Labor Supply: Evidence from Micro Data*”, Journal of Political Economy 94, 3:S176-S215, 1986.
- [5] Anderson Bo. and Niclas Damsgaard, “*Residential Electricity Use: Demand Estimations Using Swedish Micro Data*”, Stockolm School of Economics, Departament of Economics, 2003.
- [6] Anderson K., “*Residential Energy Use: An Econometric Analysis*”, Rand Corporation (R-1297-NSF)., 1973.

- [7] Arellano Manuel, “*Panel Data Econometrics*”, Oxford University Press Inc., New York, 2003.
- [8] Arellano M. L. and S. Bond, “*Some Tests of Specification for Panel Data: Monte-carlo Evidence and an Application to Employment Equations*”, *Review of Economic Studies* 58: 277-297., 1991.
- [9] Armstron M., S. Cowan, and J. Vickers, “*Regulatory Reform-Economic 1994 Analysis and British Experience*”, Cambridge The MIT Press, 1994.
- [10] Averett Susan L. and Julie L. Hotchkiss, “*Female Labor Supply with a Discontinuous, Nonconvex Budget Constraint: Incorporation of a Part-Time/Full-Time Wage Differential*”, *Scand. J. of Economics* 103 (1),165-184, 1997.
- [11] Balestra P. and M. Nerlove, “*Pooling Cross-Section and Times-Series Data in the Estimation of a Dynamic Model*”, *Econometrica*, 34: 585-612, 1966.
- [12] Barnes Roberta, Robert Gillingham, and Robert Hagemann, “*The Short Run Residential Demand for Electricity*”, *The Review of Economics and Statistics*. 63: 541-52, 1981.
- [13] Benavente José Miguel, Alexander Galatovis, Ricardo Sanhueza, and Serra Pablo, “*Estimando la Demanda Residencial por Electricidad en Chile: A Doña Juanita le Importa el Precio*”, Chile, 2004.
- [14] Bernard Jean Thomas, Denis Bolduc, and Donald Belandger, “*QUEBEC Residential Electricity Demand: A Microeconomic Approach*”, *Canadian journal Economics*. 29: 92-113, 1996.
- [15] Berndt E. and R. Samaniego, “*Residential Electric Demand in Mexico: A Model Distinguishing Analysis from Consumption*”, *Land Economics* 60: 268-277., 1984.

- [16] Berndt R., *“The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary”*, MIT Press, 1991.
- [17] Blundell R. W. and S. Bond, *“Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”*, Journal of Econometrics 87: 115-143., 1998.
- [18] Bover Olympia, *“Relaxing Intertemporal Separability: A Rational Habit Model of Labor Supply Estimated from Panel”*, Journal of Labor Economics 9, 1:85-100, 1991.
- [19] Breautigan Ronal, *“Optimal Polices for Natural Monopolies”*, Handbook of Industrial Organization, Vol.2, 1989.
- [20] Burtless Garry and Jerry A. Hausman, *“The Effect of Taxation on Labor Supply: Evaluating the Gary Income Maintenance Experiment”*, Journal of Political Economy, 86-(Dec.): 1101-30, 1978.
- [21] Calulunia Pene and Denis Dolduc, *“Generalizad Mixed Estimation of a Multinomial Discrete Continuous Choice Model for Electricity Demand”*, UNIVERSITÉ SHERBROOKE, 2004.
- [22] Carrasco Rafael, José Malaga, and David-Lopez Salido, *“Consumption and Habits: Evidence from Panel Data”*, Universidad Carlos III de Madrid. Working Paper 02-34, 2002.
- [23] Cavanagh Sheila M., Michael W. Hanemann, and Robert Stavins, *“Muffled Prices Signals: Household Water Demand under Increasing-Block Prices”*, Natural Resources Management. June, 2002.
- [24] Chang H. and Y. Hsing, *“The Demand for Residential Electricity: New Evidence on Time-Varying Elasticities”*, Applied Economics 23: 1251-1256., 1991.

- [25] Chumacero R., R. Paredes, and J.M. Sánchez, “*Regulación para Crisis de Abastecimiento: Lecciones del Racionamiento Eléctrico en Chile*”, Cuadernos de Economía 37: 323-338., 2000.
- [26] Clodualdo Francisco, “*Residential Demand for Electricity and Pricing Policy Implications in a Developing Economy: The Case of Phillippines*”, Energy and Policy Center. STAFF PAPER SERIES NO. 8703, 1987.
- [27] Constantinides G. M., “*Habits Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle*”, Journal of Political Economy, 98(3): 519-43, June, 1990.
- [28] Dammert Alfredo, José Gallardo, and Lenin Quiso, “*Problemática de la Supervisión de la Calidad del Servicio Eléctrico en el Perú*”, Oficina de Estudios Económicos-OSINERG. Diciembre, 2004.
- [29] Damsgaard Niclas, “*Residential Electricity Demand: Effects of Behavior, Attitudes and Interest*”, Stockholm School of Economics, Department of Economics, 2003.
- [30] Davis Lucas D., “*A Dynamic Model of Demand for Durable Goods that Consume Energy*”, University of Wisconsin-Madison, 2003.
- [31] Deaton A. and J. Muellbauer, “*Economic and Consumer Behavior*”, Cambridge University Press, Cambridge, UK, 1980.
- [32] De la Cruz Sandoval Ricardo and Raúl Garcia Carpio, “*Mecanismos de Competencia en Generación de Energía y su Impacto en la Eficiencia: El caso peruano*”, Proyectos Breves-CIES, Febrero, 2002.
- [33] Dubin Jeffrey and Daniel McFadden., “*An Econometric Analysis of Residential Electric Appliances Holdings and Consumption*”, Econometrica, Vol. 52, No.2, March., 1984.

- [34] Dynan Karen E., “*Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data*”, The American Economic Review, Vol. 90. N0.3, June., 2000.
- [35] Filippini Massimo and Shonali Pachauri, “*Elasticities of Electricity Demand in Urban Indian Households*”, Centre for Energy Policy and Economics, Swiss Federal Institutes of Technology, 2002.
- [36] Fisher F. and Kaysen C., “*A Study in Econometrics: The Demand for Electricity in the United States*”, Amsterdam: North Holland Publishing, 1962.
- [37] Fuhrer Jeffrey C., “*Habit Formation and Monetary-Policy Models*”, The American Economic Review, Vol. 90, N0.3, June., 2000.
- [38] Gallardo José, “*Disyuntivas en la Teoría Normativa de la Regulación: El Caso de los Monopolios N aturales*”, CISEPA. Pontificia Universidad Católica del Perú, 1999.
- [39] Gallardo José, Luis Bendezú, and Javier Coronado, “*Estimación de la Demanda Agregada de Electricidad*”, Documento de Trabajo No.4. Oficina de Estudios Económicos-OSINERG, 2004.
- [40] García-Cerrutti L., “*Estimating Elasticities of Residential Energy Demand from Panel Country Data Using Dynamic Random Models with Heteroskedastic and Correlated Error Terms*”, Resource and Energy Economics 22: 355-366., 2000.
- [41] Greene William, “*Análisis Econométrico*”, Prentice Hall Iberia, 1999.
- [42] Hair Joseph, Robert Busch, and David Orinau, “*Investigación de Mercados*”, McGrawHill, 2004.
- [43] Hall R. .E, “*Stochastic Implication of the Life Cichye-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence*”, Journal of Political Economy 86, 6:971-87, 1978.

- [44] Halvorsen B. and B. Larsen, “*Changes in the Pattern of Household Electricity Demand over Time*”, Statistics Norway, Research Department, 1999.
- [45] Hanemann W., “*Discrete/Continuous Models of Consumer Demand*”, *Econometrica*, 52: 541-561, 1984.
- [46] Hausman Jerry A., “*The Econometric of Labor Supply on Convex Budget Set*”, *Economic Letter*, 3:171-174, 1979.
- [47] Hausman Jerry A., “*The Econometrics of Nolinear Budget Set*”, *Econometrica*, Vol. 53, No. 6, November, 1985.
- [48] Hayashi Fumio, “*The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis Based on Japanese Panel Data*”, *Quarterly Journal of Economics*, 100(4): 1083-113, November, 1985.
- [49] Hewitt Julie and W. Michael Hanemann, “*A Discrete/Continuous Choice Approach to Residential Water Demand under Block Rate Pricing*”, *Land Economics*, 71(2): 173-92, 1995.
- [50] Hill Daniel, Deborah Ott, Lester Taylor, and James Walker, “*Incentives in Time of Day Electricity Pricing Experiment: The Arizona Experiments*”, *The Review of Economics and Statistic*. Vol. 65. No.1, 1983.
- [51] Houthakker H. S. and L.D. Taylor, “*Consumer Demand in the United States*”, Cambridge:Harvard Univ.Press, 1970.
- [52] Houthakker H. S., P.K. Verleger, and D.P. Sheehan, “*Dynamic Demand Analyses for Gasoline and Residential Electricity*”, Lexington, Mass: Data Resources, Inc., 1973.

- [53] Houthaler H., “*Long Run Residential Demand for Electricity*”, Discussion Paper No. 73-6. University of Washington, Institute for Economic Research, 1973.
- [54] Houthaler H., P. Verleger, and D. Sheehan, “*Dynamic Demand Analysis for Gasoline and Residential Electricity*”, *American Journal of Agricultural Economics*, 56: 412-418, 1974.
- [55] Hsiao Cheng, “*Analysis of Panel Data*”, Cambridge University Press. Second Edition, 2003.
- [56] Hsiao Cheng, Kajal Lahiri, Lee Lung-Fei, and M. Hashem Pesaran, “*Análisis of Panels and Limited Dependent Variable Models*”, Cambridge University Press, 1999.
- [57] Hsing Yu, “*Estimation of Residential Demanda for Electricity with the Cross-Sectionally Correlated and Time-Wise Autoregressive Model*”, *Resource and Energy Economic*, 16: 255-263, 1994.
- [58] Jaramillo-Mosqueira Luis A., “*Modelando la Demanda del Agua de Uso Residencial en México*”, INEI-DGIPEA., 2003.
- [59] Laffont Jean J., “*A Theory of Incentives in Procurement and Regulation*”, The MIT Press Cambridge, England, 1993.
- [60] Leth-Petersen Soren, “*Household Energy and the Lifecycle Model of Consumption*”, AKF, Institute of Local Government Studies, 2002.
- [61] MaCurdy Thomas. .E, “*Aempirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting*”, *Journal of Political Economy* 89, 6:1059-1085, 1981.

- [62] ———, “*A Simple for Estimating an Intertemporal Model of Supply and Consumption in the Presence of Taxes and Uncertainty*”, *International Economic Review* 83, 24:p265,25p, 1983.
- [63] Maddala G., R Trost, H. Li, and F. Joutz, “*Estimation of Short and Long Run Elasticities of Energy Demand from Panel Data Using Shrinkage Estimators*”, *Journal of Business and Economic Statistics* 15: 90-100., 1997.
- [64] Maddock Rodney, Elkin Castaño, and Frank Vella, “*Estimating Electricity Demand: The Cost of Linearising the Budget Constraint*”, *The Review of economics and statistic*, 2: 305-355, 1992.
- [65] Matias Eclof G and Hans Sacjlen, “*The Hausman-MaCurdy Controversy*”, *Journal of Human Resources* 35, 3:p204-220, 2000.
- [66] Moffitt Robert, “*The Econometrics of Piecewise-Linear Budget Constrains: A Survey and Exposition of the Maximun Likelihood Method*”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.14, No.3. July, 1986.
- [67] Mount T., Chapman L., and T. Tyrell, “*Electricity Demand in the United States: An Economtric Analysis*”, Oak Ridge, Tenn: Oak Ridge National Laboratory, Report ORNL-NSF-EP-49., 1973.
- [68] Muellbauer Jhon, “*Habits, Rationality and Myopia in the Life Cycle Consumption Funtion*”, *Annales DÉconomies et Statistequ*, 9: 47-70, 1988.
- [69] Murray Michael, Robert Spann, Lawrence Pulley, and Edwadr Beauvais, “*The demand for Electricity in Virginia*”, *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 64, No.4, 1978.

- [70] Nesbakken Runa, “*Energy Consumption for Space Heating: A Discrete Continuous Approach*”, Scand. J. of Economics 103 (1),165-184, 2001.
- [71] Novales Alfonso, “*Estadística y Econometría*”, McGrawHill, 1997.
- [72] Programa para el Mejoramiento de las Encuestas y la Medición de las Condiciones de Vida en América Latina y el CARIBE (MECOVI) BID-BANCO MUNDIAL-CEPAL”, “*9 Taller Regional: Diseño y Construcción de los Marcos de Muestreo Para la Encuesta de Hogares*”, INEI and CEPAL, 2002.
- [73] Parti Michael and Cynthia Parti, “*The Total and Appliance Specific Conditional Demand for Electricity Demand in the Household Sector*”, Bell Journal of Economics, 11: 309-321, 1980.
- [74] Patrick Robert H. and Franck A. Wolak, “*Estimating the Customer-Level Demand for Electricity Under Real-Time Market Prices*”, National Bureau of Economic Research, 2001, <http://www.nber.org/papers/w8213>.
- [75] Quigley Jhon M., “*The Production of Housing Services and the Derived for Residential Energy*”, RAND Journal of Economics. 15: 555-567, 1984.
- [76] Reiss Peter and Matthew White, “*Household Electricity Demand, Revisited*”, Graduate School of Business, Stanford University, 2002.
- [77] Rosen Harvey, “*Taxes in Labor Supply Model with Joint Wages-Hour Determination*”, Econometrica, 44: 153-162, 1976.
- [78] Taylor R., “*The Demand for Electricity: A survey*”, Bell Journal of Economic and Manegement Science 6: 74-110, 1975.
- [79] Vásquez Arturo, Jorge Mesinas, and Manuel Hernadez, “*Taller de Stata 6.0. Semestre 0*”, Pontificia Universidad Católica del Perú, 2002.

- [80] Vella Frank., “*A Simple Estimator for Simulation Models with Censored Exogenous Regressors*”, Monasch University, Departament Econometrics, Working Papers, No.7, 1990.
- [81] Westley G., “*The Demand for Electricity in Latin America: Survey Analysis*”, Washington: Banco Interamericano del Desarrollo., 1988.
- [82] ———, “*Nontraditional Partial Adjustment Models and their Use in Estimating the Residential Demand for Electricity in Costa Rica*”, Land Economics 65: 254-71., 1989.
- [83] Willman Alpo, “*Consumption, Habit Persistence, Imperfect Information and the Lifetime Budget Constraint*”, European Central Bank, Working Paper No.251, 2003.
- [84] Wooldridge Jeffrey M., “*Introducción a la econometría: Un enfoque moderno*”, International Thomson Editores, S.A., 2001.
- [85] ———, “*Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*”, The MIT Press Cambridge, England, 2003.
- [86] ———, “*Solution Manual and Supplementary Material for Econometrics Analysis of Cross Section and Panel Data*”, The MIT Press Cambridge, England, 2003.

Apéndice A

Propiedades de una función de distribución bivariada

Teorema A.0.1. Si la distribución de probabilidad conjunta de las variables aleatorias ν y η es tal que la esperanza condicional satisfaga:

$$E(\eta/\nu) = a + b\nu,$$

entonces se tiene:

$$a = \mu_\eta - \rho_{\nu\eta} \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\nu} \mu_\nu \quad y \quad b = \rho_{\nu\eta} \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\nu}$$

es decir:

$$E(\eta/\nu) = \mu_\eta + \rho_{\nu\eta} \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\nu} \mu_\nu (\nu_i - \mu_\nu)$$

Demostración. Partiendo de la expresión que ya conocemos:

$$\mu_\eta = \sum_{i=1}^n E(\eta/\nu_i) P(V = \nu_i)$$

si multiplicamos por $P(V = \nu_i)$ en la expresión $E(\eta/\nu) = a + b\nu_i$ y sumamos:

$$\sum_{i=1}^n E(\eta/\nu_i) P(V = \nu_i) = \sum_{i=1}^n a P(V = \nu_i) + \sum_{i=1}^n b \nu_i P(V = \nu_i) = a + b\mu_\nu$$

Pero: $\sum_{i=1}^n E(\eta/\nu_i) P(V = \nu_i) = \mu_\eta$, de modo que: $a = \mu_\eta - b\mu_\nu$ y sustituyendo en $E(\eta/\nu) = a + b\nu$:

$$E(\eta/\nu) = \mu_\eta + b(\nu_i - \mu_\nu)$$

y restando μ_η y multiplicando por $(v_i - \mu_\nu)P(V = v_i)$:

$$[E(\eta/\nu) - \mu_\eta](v_i - \mu_\nu)P(V = v_i) = b(v_i - \mu_\nu)^2 P(V = v_i)$$

Pero el miembro de la izquierda puede escribirse:

$$\begin{aligned} & \left[\sum_{j=1}^m \eta_j P(\eta_j/V = v_i) - \mu_\eta \right] (v_i - \mu_\nu) P(V = v_i) \\ &= (v_i - \mu_\nu) \left[\sum_{j=1}^m \eta_j (\eta_j - \mu_\eta) P(\eta_j/V = v_i) \right] P(V = v_i) \\ &= (v_i - \mu_\nu) \sum_{j=1}^m \eta_j (\eta_j - \mu_\eta) P(V = v_i, \eta = \eta_j) \\ &= \sum_{j=1}^m \eta_j (v_i - \mu_\nu) (\eta_j - \mu_\eta) P(V = v_i, \eta = \eta_j) \end{aligned} \tag{A.1}$$

de modo que tenemos la igualdad:

$$\sum_{j=1}^m \eta_j (v_i - \mu_\nu) (\eta_j - \mu_\eta) P(V = v_i, \eta = \eta_j)$$

y sumando para todos los valores de v_i , resulta:

$$Cov(\nu, \eta) = b\sigma_\nu^2 \Rightarrow b = \frac{cov(\nu, \eta)}{\sigma_\nu^2} = \rho(\nu, \eta) \frac{\sigma_\eta}{\sigma_\nu}$$

□

Definición A.0.1. Consideramos dos variables aleatorias ν y η , con esperanzas μ_ν y μ_η , y varianzas σ_ν^2 y σ_η^2 . La distribución de probabilidad de la variable η , condicionada en ν satisface:

- es normal para cada ν
- su esperanza $E(\eta/\nu)$ es una función lineal de ν

- su varianza es constante, independiente de ν

En consecuencia, la varianza condicional de $f(\eta/\nu)$ es:

$$\sigma_{\eta,\nu}^2 = \sigma_{\eta}^2(1 - \rho^2)$$

Demostración.

$$\sigma_{\eta,\nu}^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (\eta - E(\eta/\nu))^2 f(\eta/\nu) d\eta = \int_{-\infty}^{\infty} \left(\eta - \mu_{\eta} - \rho \frac{\sigma_{\eta}}{\sigma_{\nu}} (\nu - \mu_{\nu}) \right)^2 f(\eta/\nu) d\eta$$

donde $f(\eta/\nu)$ es la función de densidad de η , condicional en ν . Multiplicando cada miembro de la igualdad por la $f_{\nu}(\nu)$ (densidad marginal de ν) e integrando con respecto a ν . Así tenemos la esperanza de la varianza condicional, debido a que la varianza condicional de una constante, su integral con respecto a cualquier función de densidad es ella misma, por lo tanto:

$$\begin{aligned} \sigma_{\eta,\nu}^2 &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \left(\eta - \mu_{\eta} - \rho \frac{\sigma_{\eta}}{\sigma_{\nu}} (\nu - \mu_{\nu}) \right)^2 f(\eta/\nu) f_{\nu}(\nu) d\eta d\nu \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \left(\eta - \mu_{\eta} - \rho \frac{\sigma_{\eta}}{\sigma_{\nu}} (\nu - \mu_{\nu}) \right)^2 f(\eta, \nu) d\eta d\nu \\ &= E \left[(\eta - \mu_{\eta}) - 2\rho \frac{\sigma_{\eta}}{\sigma_{\nu}} (\nu - \mu_{\nu})(\eta - \mu_{\eta}) + \rho^2 \frac{\sigma_{\eta}^2}{\sigma_{\nu}^2} (\nu - \mu_{\nu})^2 \right] \end{aligned}$$

Pero: $E(\eta - \mu_{\eta})(\nu - \mu_{\nu}) = \rho \sigma_{\eta} \sigma_{\nu}$

$$= \sigma_{\eta}^2 - 2\rho \frac{\sigma_{\eta}}{\sigma_{\nu}} \rho \sigma_{\eta} \sigma_{\nu} + \rho^2 \frac{\sigma_{\eta}^2}{\sigma_{\nu}^2} \sigma_{\nu}^2 = \sigma_{\eta}^2 - 2\rho^2 \sigma_{\eta}^2 + \rho^2 \sigma_{\eta}^2 = \sigma_{\eta}^2(1 - \rho^2)$$

□

Definición A.0.2. La función de densidad condicional de dos variables aleatorias η y ν , con media $E(\eta/\nu) = \mu_{\eta} + \rho \nu \frac{\sigma_{\eta}}{\sigma_{\nu}} (\nu_i - \mu_{\nu})$ y varianza $\sigma_{\eta}^2(1 - \rho^2)$ es:

$$f(\eta/\nu) = \frac{1}{\sigma_{\eta} \sqrt{2\pi} \sqrt{1 - \rho^2}} \exp \left[\frac{[\eta - \mu_{\eta} - \rho(\sigma_{\eta}/\sigma_{\nu})(\nu - \mu_{\nu})]^2}{2\sigma_{\eta}^2(1 - \rho^2)} \right]$$

Definición A.0.3. La distribución conjunta de las variables η y ε es el producto de la densidad de η condicional en ε , por la densidad marginal de ε :

$$f(\eta, \varepsilon) = f(\eta/\varepsilon)f_\varepsilon(\varepsilon)$$

$$= \frac{1}{2\pi\sigma_\eta\sigma_\varepsilon\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left(\left(\frac{\varepsilon - \mu_\varepsilon}{\sigma_\varepsilon} \right)^2 - 2\rho \left(\frac{\varepsilon - \mu_\varepsilon}{\sigma_\varepsilon} \right) \left(\frac{\eta - \mu_\eta}{\sigma_\eta} \right) + \left(\frac{\eta - \mu_\eta}{\sigma_\eta} \right)^2 \right) \right]$$

donde:

$$f_\varepsilon(\varepsilon) = \frac{1}{\sigma_\varepsilon\sqrt{2\pi}} \exp \left(-\frac{(\varepsilon - \mu_\varepsilon)^2}{2\sigma_\varepsilon^2} \right)$$

El caso de que el coeficiente de correlación ρ entre η y ε es igual a cero. La función de densidad normal bivalente se convierte en:

$$f(\eta, \nu) = \frac{1}{\sigma_\varepsilon\sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(\varepsilon - \mu_\varepsilon)^2}{2\sigma_\varepsilon^2} \right] \frac{1}{\sigma_\eta\sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{(\eta - \mu_\eta)^2}{2\sigma_\eta^2} \right] = f_\varepsilon(\varepsilon)f_\eta(\eta)$$

es decir; que la densidad conjunta es igual al producto de las dos densidades normales correspondientes a las distribuciones marginales de ε y η . Por lo tanto, ambas variables son independientes.

Apéndice B

Derivación de la función de máximo verosimilitud para un modelo de elección discreto/conjunto bajo un conjunto presupuestario convexos

Definición B.0.4. $\nu_i = \eta_i + \varepsilon_i$ y $\sigma_\nu^2 = \sigma_\eta^2 + \sigma_\varepsilon^2$, donde $\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ y $\eta \sim N(0, \sigma_\eta^2)$

$$LL = \sum_i \ln[Pr(C_i)] \quad (B.1)$$

donde

$$\begin{aligned}
 Pr(C_i) &= \int_{-\infty}^{\eta_1} f[\nu_i = \ln C_i - \ln g(p_{1i}, y_i, z; \theta), \eta_i] d\eta_i + \int_{\eta_2}^{\eta_3} f[\nu_i = \ln C_i - \ln g(p_{2i}, \bar{y}_{2i}, z; \theta), \eta_i] d\eta_i \\
 &+ \int_{\eta_4}^{\infty} f[\nu_i = \ln C_i - \ln g(p_{3i}, \bar{y}_{3i}, z; \theta), \eta_i] d\eta_i + \int_{\eta_1}^{\eta_2} \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \phi\left(\frac{\ln C_i - \bar{C}_1}{\sigma_\varepsilon}\right) \frac{1}{\sigma_\eta} \phi(\eta_i) d\eta_i \\
 &+ \int_{\eta_3}^{\eta_4} \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \phi\left(\frac{\ln C_i - \bar{C}_2}{\sigma_\varepsilon}\right) \frac{1}{\sigma_\eta} \phi(\eta_i) d\eta_i
 \end{aligned}$$

donde $f(\varepsilon)$ y $f(\eta)$ son densidades normales y $f(\nu, \eta)$ es la densidad normal bivalente entre ν_i y η_i . Además por la propiedad de normales $f(\nu, \eta) = f(\eta/\nu)f(\nu)$

Definición B.0.5. $f(\eta, \nu)$ es la función de densidad de una distribución de probabilidad normal bivalente, que tiene como propiedades:

- $f(\nu, \eta) = f(\eta/\nu)f_\nu\nu$
- las densidades $f(\nu, \eta)$ y f_ν son normales
- $corr(\nu, \eta) = \rho$
- $\sigma_{\eta,\nu}^2 = \sigma_\eta^2(1 - \rho^2)$
- $E[\eta/\nu] = \mu_\eta + \rho\frac{\sigma_\eta}{\sigma_\nu}(\nu_i - \mu_\nu)$

Definición B.0.6. $f(\varepsilon, \eta)$ es la función de densidad de una distribución de probabilidad normal independiente entre ε y η , que tiene como propiedades:

- $f(\varepsilon, \eta) = f_\varepsilon\varepsilon f_\nu\nu$
- $corr(\varepsilon, \eta) = \rho = 0$

$$Pr(C_i) = \int_{-\infty}^{\eta_1} f[\eta/\nu]f(\nu)d\eta + \int_{\eta_2}^{\eta_3} f[\eta/\nu]f(\nu)d\eta + \int_{\eta_4}^{\infty} f[\eta/\nu]f(\nu)d\eta \tag{B.2}$$

$$+ \int_{\eta_1}^{\eta_2} \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \frac{1}{\sigma_\eta} \phi(\varepsilon)\phi(\eta)d\eta + \int_{\eta_3}^{\eta_4} \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \frac{1}{\sigma_\eta} \phi(\varepsilon)\phi(\eta)d\eta$$

donde:

$$f(\eta, \nu) = f(\eta/\nu)f(\nu)$$

$$f(\eta/\nu) = \frac{\phi(\eta/\nu)}{\sigma_\eta\sqrt{1-\rho^2}} = \frac{1}{\sigma_\eta\sqrt{2\pi}\sqrt{1-\rho^2}} \exp - \frac{1}{2} \left[\frac{\frac{\eta-\mu_\eta}{\sigma_\eta} - \rho\frac{\nu-\mu_\nu}{\sigma_\nu}}{\sqrt{1-\rho^2}} \right]^2 \tag{B.3}$$

$$f(\nu) = \frac{\phi(\nu)}{\sigma_\nu} = \frac{1}{\sigma_\nu\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\nu-\mu_\nu)^2}{2\sigma_\nu^2}\right)$$

$$f(\eta, \nu) = \frac{1}{\sigma_\nu\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\nu-\mu_\nu)^2}{2\sigma_\nu^2}\right) \frac{1}{\sigma_\eta\sqrt{2\pi}\sqrt{1-\rho^2}} \exp - \frac{1}{2} \left[\frac{\frac{\eta-\mu_\eta}{\sigma_\eta} - \rho\frac{\nu-\mu_\nu}{\sigma_\nu}}{\sqrt{1-\rho^2}} \right]^2$$

Pero $\mu_\nu = \mu_\eta = \mu_\varepsilon = 0$, luego

$$f(\eta/\nu) = \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi} \sqrt{1-\rho^2}} \exp - \frac{1}{2} \left[\frac{\frac{\eta}{\sigma_\eta} - \rho \frac{\nu}{\sigma_\nu}}{\sqrt{1-\rho^2}} \right]^2$$

$$f(\nu) = \frac{1}{\sigma_\nu \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{\nu^2}{2\sigma_\nu^2} \right] \tag{B.4}$$

$$f(\eta, \nu) = \frac{1}{\sigma_\nu \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{\nu^2}{2\sigma_\nu^2} \right] \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi} \sqrt{1-\rho^2}} \exp - \frac{1}{2} \left[\frac{\frac{\eta}{\sigma_\eta} - \rho \frac{\nu}{\sigma_\nu}}{\sqrt{1-\rho^2}} \right]^2$$

$$f(\varepsilon, \eta) = f(\varepsilon) f(\eta)$$

$$f(\varepsilon) = \frac{1}{\sigma_\varepsilon \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{\varepsilon^2}{2\sigma_\varepsilon^2} \right]$$

$$f(\eta) = \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{\eta^2}{2\sigma_\eta^2} \right] \tag{B.5}$$

$$f(\varepsilon, \eta) = \frac{1}{\sigma_\varepsilon \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{\varepsilon^2}{2\sigma_\varepsilon^2} \right] \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi}} \exp \left[-\frac{\eta^2}{2\sigma_\eta^2} \right]$$

La probabilidad de observar el valor de C_i para 3 segmentos y 2 quiebres en el conjunto presupuestario es

$$Pr(C_i) = \frac{1}{\sigma_\nu} \phi(\nu) (\Phi(r_1) - \Phi(n_1)) + \frac{1}{\sigma_\nu} \phi(\nu) (\Phi(r_2) - \Phi(n_2)) + \frac{1}{\sigma_\nu} \phi(\nu) (\Phi(r_3) - \Phi(n_3))$$

$$\frac{1}{\sigma_\varepsilon} \phi(\nu) (\Phi(m_1) - \Phi(t_1)) + \frac{1}{\sigma_\varepsilon} \phi(\nu) (\Phi(m_2) - \Phi(t_2)) \tag{B.6}$$

donde r_k es el límite superior de la distribución del segmento K , n_k es el límite inferior de la distribución del segmento K , m_k es el límite inferior de la distribución del punto de quiebre en el segmento $K - 1$, y t_k es el límite inferior de la distribución del punto de quiebre en el segmento $K - 1$.

$$\begin{aligned}
 Pr(C_i) &= \frac{1}{\sigma_\nu \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\nu_1^2}{2\sigma_\nu^2}\right] \int_{-\infty}^{\frac{\frac{\ln \bar{C}_1 - \ln g_1(\cdot) - \rho \ln C_i - \ln g_1(\cdot)}{\sigma_\eta}}{\sqrt{1-\rho^2}}} \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi} \sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2}u^2\right] du \\
 &+ \frac{1}{\sigma_\nu \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\nu_2^2}{2\sigma_\nu^2}\right] \int_{\frac{\frac{\ln \bar{C}_1 - \ln g_2(\cdot) - \rho \ln C_i - \ln g_2(\cdot)}{\sigma_\eta}}{\sqrt{1-\rho^2}}}^{\frac{\frac{\ln \bar{C}_2 - \ln g_2(\cdot) - \rho \ln C_i - \ln g_2(\cdot)}{\sigma_\eta}}{\sqrt{1-\rho^2}}} \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi} \sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2}u^2\right] du \\
 &+ \frac{1}{\sigma_\nu \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\nu_3^2}{2\sigma_\nu^2}\right] \int_{\frac{\frac{\ln \bar{C}_2 - \ln g_3(\cdot) - \rho \ln C_i - \ln g_3(\cdot)}{\sigma_\eta}}{\sqrt{1-\rho^2}}}^{\infty} \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi} \sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2}u^2\right] du \\
 &+ \frac{1}{\sigma_\varepsilon \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\varepsilon_1^2}{2\sigma_\varepsilon^2}\right] \int_{\frac{\ln \bar{C}_1 - \ln g_1(\cdot)}{\sigma_\eta}}^{\frac{\ln \bar{C}_1 - \ln g_2(\cdot)}{\sigma_\eta}} \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{u^2}{2}\right] du \\
 &+ \frac{1}{\sigma_\varepsilon \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\varepsilon_2^2}{2\sigma_\varepsilon^2}\right] \int_{\frac{\ln \bar{C}_2 - \ln g_2(\cdot)}{\sigma_\eta}}^{\frac{\ln \bar{C}_2 - \ln g_3(\cdot)}{\sigma_\eta}} \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{u^2}{2}\right] du
 \end{aligned} \tag{B.7}$$

La función de verosimilitud para el caso de K segmentos y K-1 quiebres, puede ser escrito de la siguiente forma

$$LL = \sum \ln \left[\sum_{k=1}^K \left[\frac{1}{\sigma_\nu \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\nu_k^2}{2\sigma_\nu^2}\right] \int_{\frac{\frac{\ln \bar{C}_{k-1} - \ln g_k(\cdot) - \rho \ln C_i - \ln g_k(\cdot)}{\sigma_\eta}}{\sqrt{1-\rho^2}}}^{\frac{\frac{\ln \bar{C}_k - \ln g_k(\cdot) - \rho \ln C_i - \ln g_k(\cdot)}{\sigma_\eta}}{\sqrt{1-\rho^2}}} \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi} \sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2}u^2\right] du \right] + \sum_{k=1}^{K-1} \left[\frac{1}{\sigma_\varepsilon \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{\varepsilon_k^2}{2\sigma_\varepsilon^2}\right] \int_{\frac{\ln \bar{C}_k - \ln g_k(\cdot)}{\sigma_\eta}}^{\frac{\ln \bar{C}_k - \ln g_{k+1}(\cdot)}{\sigma_\eta}} \frac{1}{\sigma_\eta \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{u^2}{2}\right] du \right] \right] \tag{B.8}$$

Empleando la notación de Cavanagh et al (2002), la función de máxima verosimilitud puede ser escrita en forma alternativa como:

$$LL = \sum \ln \left\{ \sum_{k=1}^K \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp - (s_k)^2/2}{\sigma_\nu} * (\Phi(r_k) - \Phi(n_k)) + \sum_{k=1}^{K-1} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp - (u_k)^2/2}{\sigma_\varepsilon} * (\Phi(m_k) - \Phi(t_k)) \right\} \tag{B.9}$$

Donde:

$$\begin{aligned}
 s_k &= \ln C_i - \ln g_k(p_k, \tilde{y}_k, z; \beta) / \sigma_v \\
 u_k &= \ln C_i - \ln \bar{C}_k / \sigma_\varepsilon \\
 t_k &= \ln \bar{C}_k - \ln g_k(p_k, \tilde{y}_k, z; \beta) / \sigma_\eta \\
 r_k &= (t_k - \rho s_k) / \sqrt{1 - \rho^2} \\
 m_k &= \ln \bar{C}_k - \ln g_{k+1}(p_{k+1}, \tilde{y}_{k+1}, z; \beta) / \sigma_\eta \\
 n_k &= (m_{k-1} - \rho s_k) / \sqrt{1 - \rho^2}
 \end{aligned}
 \tag{B.10}$$

Por ejemplo, en el caso de un conjunto presupuestario con 3 segmentos lineales y 2 quiebres, la función de máxima verosimilitud viene a ser:

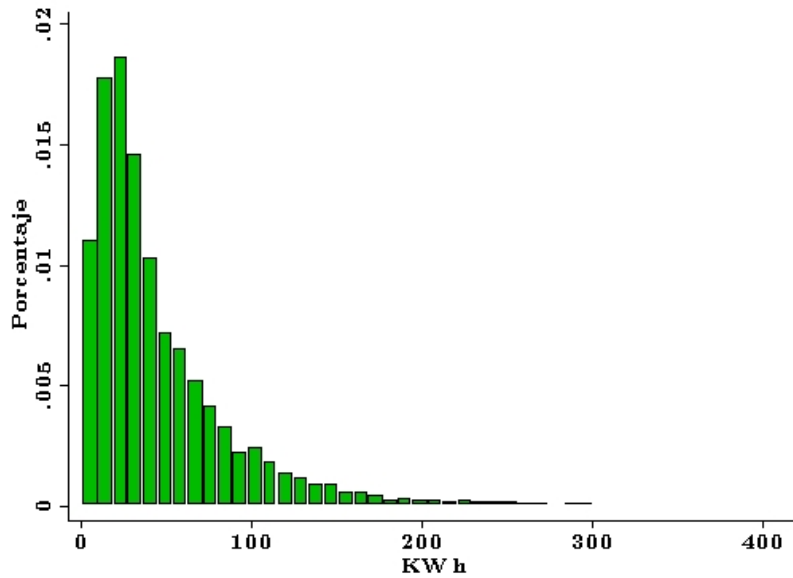
$$LL = \sum \ln \left\{ \begin{aligned}
 &\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp - (s_1)^2/2}{\sigma_v} * [\Phi(r_1) - \Phi(n_1)] + \\
 &\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp - (s_2)^2/2}{\sigma_v} * [\Phi(r_2) - \Phi(n_2)] + \\
 &\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp - (s_3)^2/2}{\sigma_v} * [\Phi(r_3) - \Phi(n_3)] + \\
 &\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp - (u_1)^2/2}{\sigma_\varepsilon} * [\Phi(m_1) - \Phi(t_1)] + \\
 &\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{\exp - (u_2)^2/2}{\sigma_\varepsilon} * [\Phi(m_2) - \Phi(t_2)]
 \end{aligned} \right\}
 \tag{B.11}$$

Apéndice C

Distribuciones del consumo de electricidad por provincias

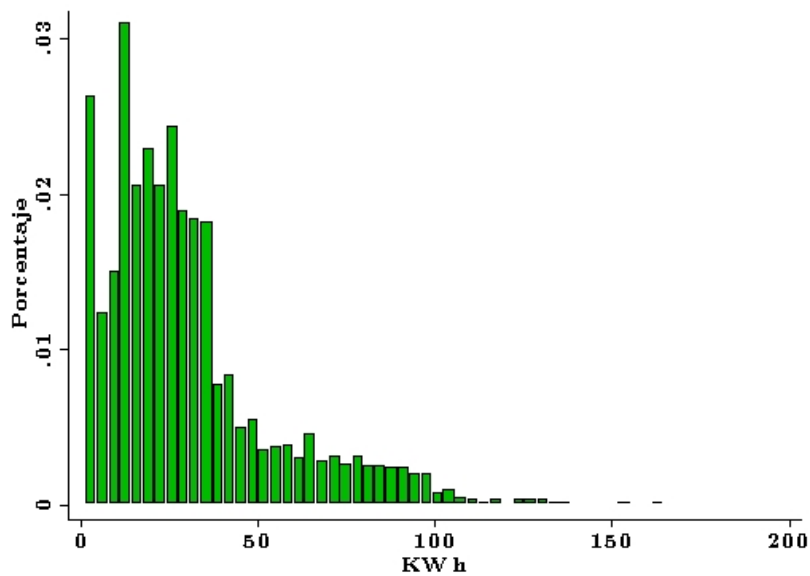


Figura C.1: Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Azángaro



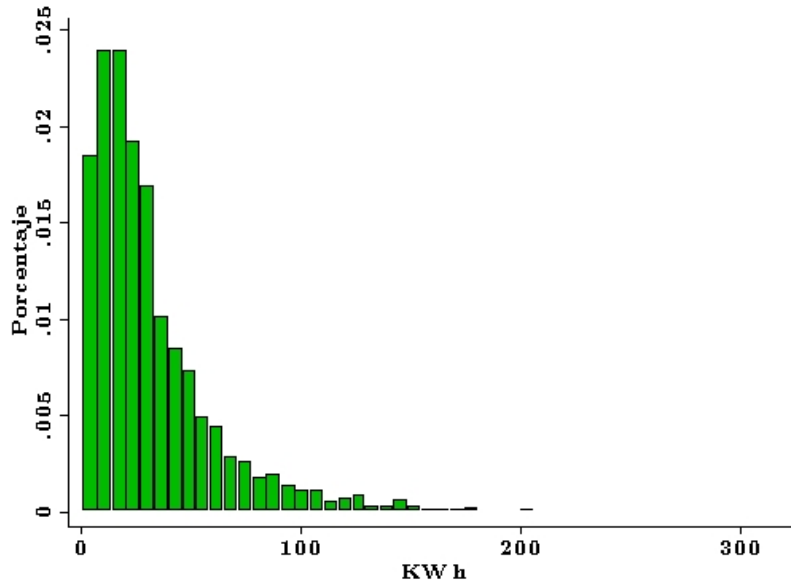
Fuente: ELECTRO PUNO S.A.A.
Elaboración: propia.

Figura C.2: Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Chucuito



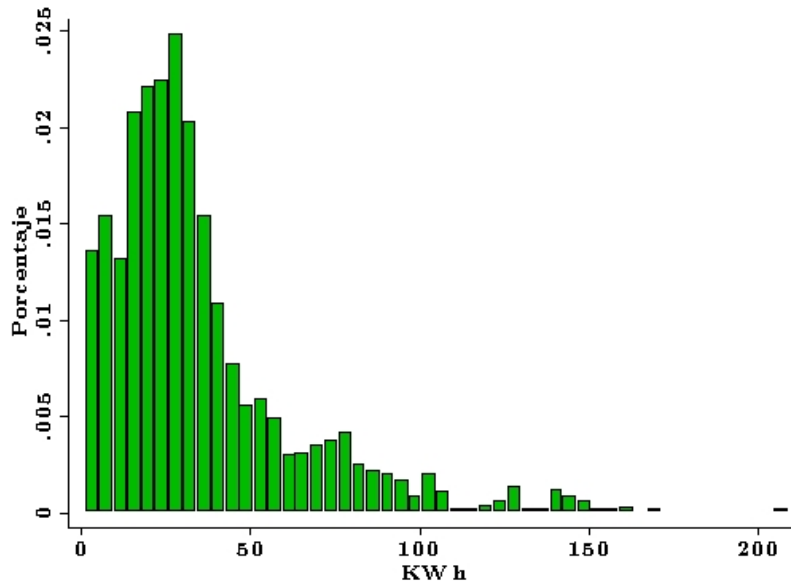
Fuente: ELECTRO PUNO S.A.A.
Elaboración: propia.

Figura C.3: Distribución del consumo de electricidad en la provincia de El Collao



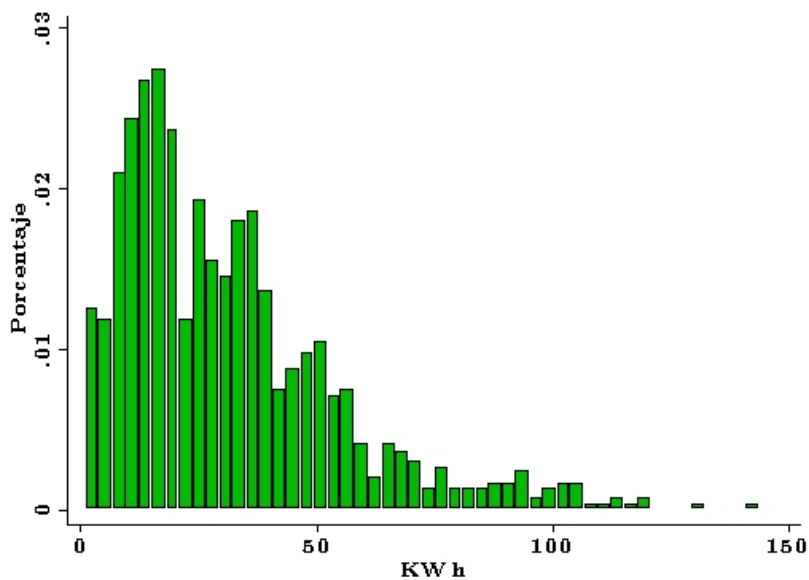
Fuente: ELECTRO PUNO S.A.A.
Elaboración: propia.

Figura C.4: Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Huancané



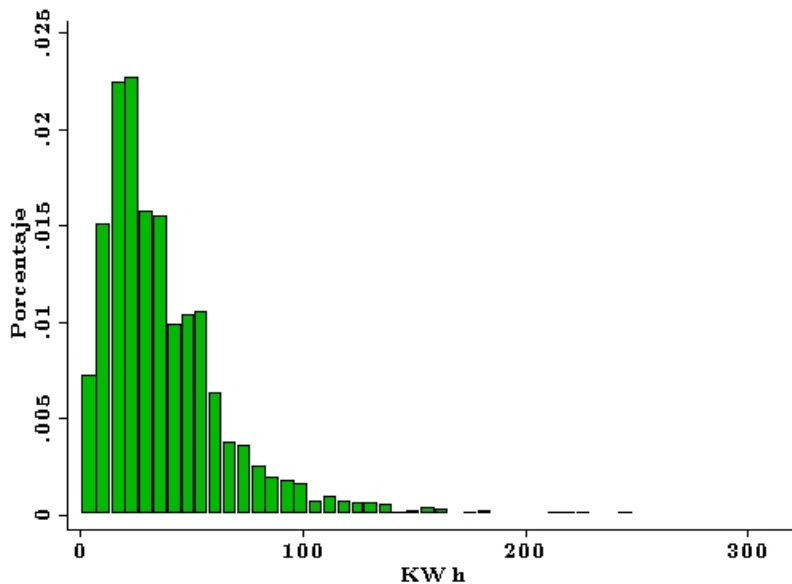
Fuente: ELECTRO PUNO S.A.A.
Elaboración: propia.

Figura C.5: Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Lampa



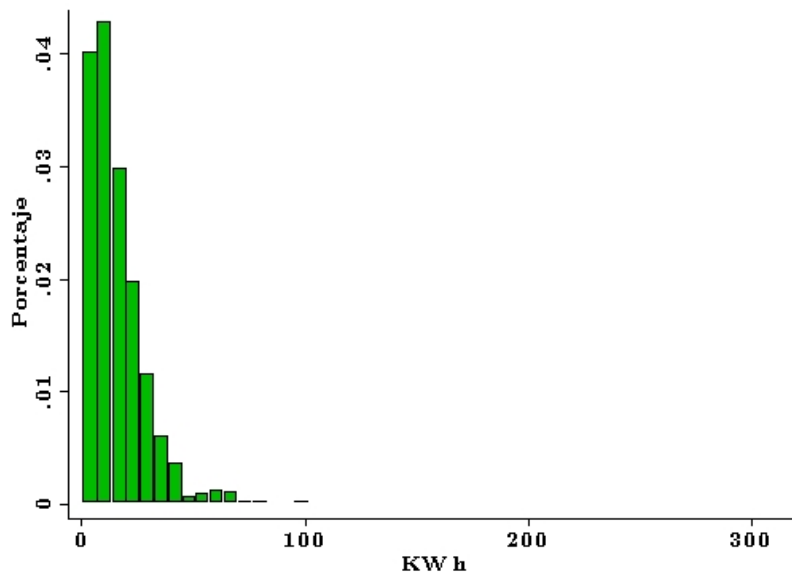
Fuente: ELECTRO PUNO S.A.A.
Elaboración: propia.

Figura C.6: Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Melgar



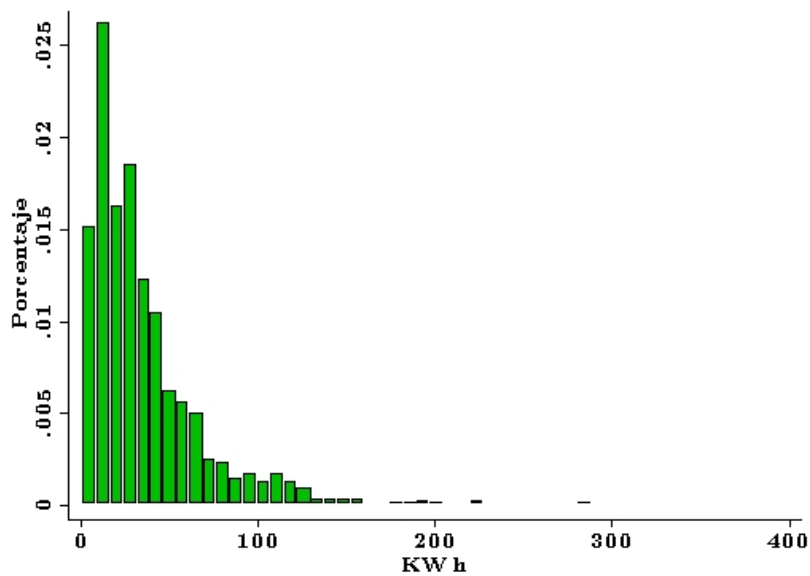
Fuente: ELECTRO PUNO S.A.A.
Elaboración: propia.

Figura C.7: Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Moho



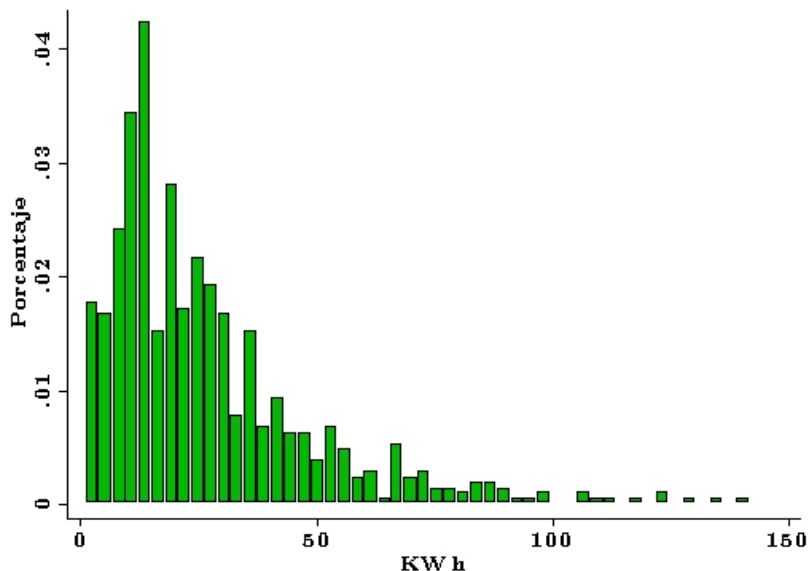
Fuente: ELECTRO PUNO S.A.A.
Elaboración: propia.

Figura C.8: Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Yunguyo



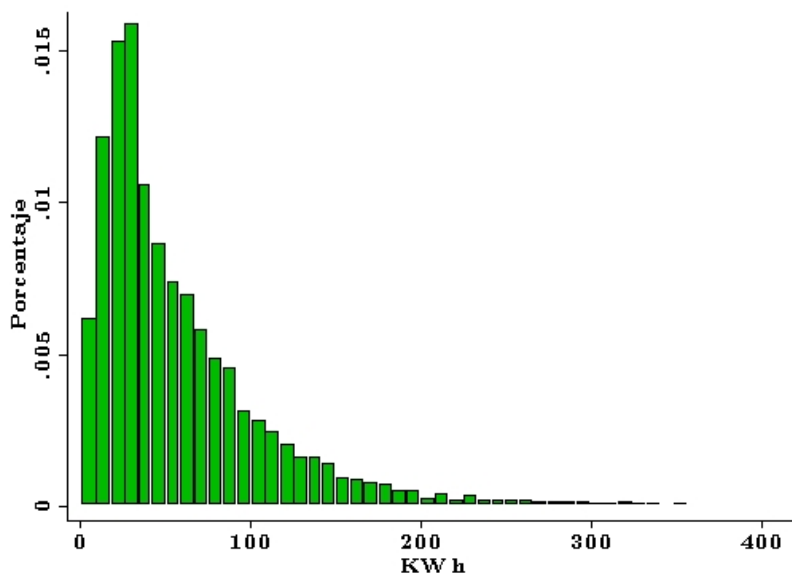
Fuente: ELECTRO PUNO S.A.A.
Elaboración: propia.

Figura C.9: Distribución del consumo de electricidad en la provincia San Antonio de Putina



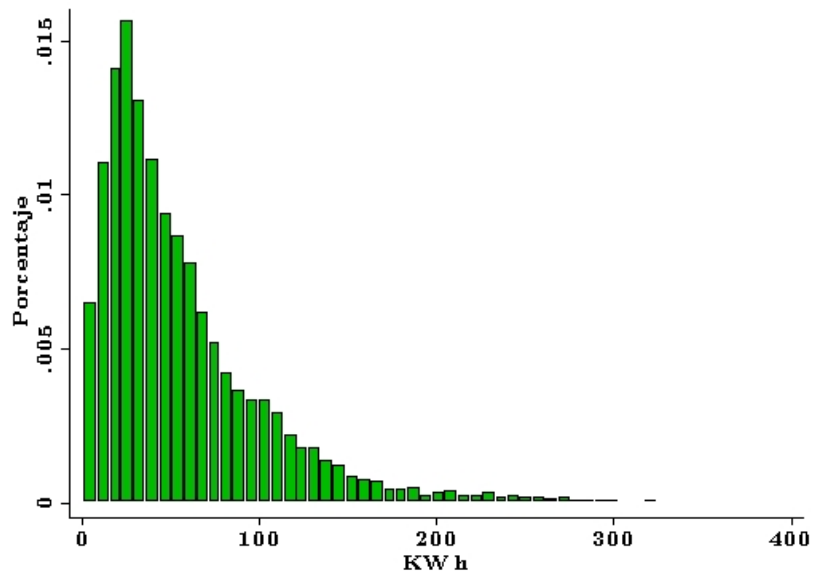
Fuente: ELECTRO PUNO S.A.A.
Elaboración: propia.

Figura C.10: Distribución del consumo de electricidad en la provincia de San Román



Fuente: ELECTRO PUNO S.A.A.
Elaboración: propia.

Figura C.11: Distribución del consumo de electricidad en la provincia de Puno



Fuente: ELECTRO PUNO S.A.A.
Elaboración: propia.

Apéndice D

Descripción de variables y sus fuentes



Tabla D.1: Descripción de las variables y sus fuentes

Abreviado	Descripción	Fuente
C	Consumo Mensual de Energía Eléctrica en kWh	Electro Puno S.A.A.
p	Precio marginal de electricidad	OSINERG
p_1	Precio marginal cobrado en el rango de 1 a 30 kWh/mes	OSINERG
p_2	Precio marginal cobrado en el rango de 30 a 100 kWh/mes	OSINERG
p_3	Precio marginal cobrado por encima 100 kWh/mes	OSINERG
y	Ingreso del Hogar, Medido en Nuevos Soles	Encuesta
\bar{y}_2	Ingreso Virtual 2=Ingreso+(precio2-precio1)*30kWh	Encuesta+OSINERG
\bar{y}_3	Ingreso Virtual 3=(precio2-precio1)*30kWh+(precio3-precio2)*100KWh	Encuesta+OSINERG

Tabla D.2: Descripción del vector Z y sus fuentes

Abreviado	Descripción	Fuente
Edad	Edad del Jefe del Hogar(JH), Medido en años	Encuesta
Area	Area construída de la vivienda, Medido en Metros Cuadrados	Encuesta
Tfamiliar	Tamaño Familiar del Hogar, Medido en Números	Encuesta
Habitaciones	Número de Habitaciones de la Vivienda, Medido en Números	Encuesta
Sexo	Sexo del JH: Variable Dummy(VD)=1 si es Hombre	Encuesta
Educación	Grado de Educación del JH: VD por c/categoría	Encuesta
TV color	Televisión a Color: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
TV byn	Televisión a Blanco y Negro: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Refrigeradora	Refrigeradora: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Terma	Terma Eléctrica: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Ducha	Ducha Eléctrica: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Congeladora	Congeladora: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Licuadora	Licuadora: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Plancha	Plancha Eléctrica: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Lavadora	Lavadora Eléctrica: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Secadora	Secadora Eléctrica: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Batidora	Batidora: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Computadora	Computadora: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Radio	Radio :VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
DVD	DVD Ó VH:VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Máquina de coser	Máquina de Coser: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
Equipo de sonido	Equipo de Sonido: VD=1, si el artefacto está presente	Encuesta
ENERO	Variable Dummy=1, si el mes es enero	
FEBRERO	Variable Dummy=1, si el mes es febrero	
MARZO	Variable Dummy=1, Si el mes es marzo	
ABRIL	Variable Dummy=1, Si el mes es abril	
MAYO	Variable Dummy=1, Si el mes es mayo	
JUNIO	Variable Dummy=1, Si el mes es junio	
JULIO	Variable Dummy=1, Si el mes es julio	
AGOSTO	Variable Dummy=1, Si el mes es agosto	
SETIEMBRE	Variable Dummy=1, Si el mes es setiembre	
OCTUBRE	Variable Dummy=1, Si el mes es octubre	
NOVIEMBRE	Variable Dummy=1, Si el mes es noviembre	
DICIEMBRE	Variable Dummy=1, Si el mes es diciembre	