

Elasticidades ingreso y precio de la demanda de electricidad y gasolinas en El Salvador: Análisis con micro-datos

Luis Miguel Galindo, Luis Adalberto Aquino Cardona, Karina Caballero y Alirio Alfonso Hernández¹

¹Luis Miguel Galindo es el jefe de la Unidad de economía de cambio climático de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), Luis Adalberto Aquino Cardona es Gerente de Estudios y Estadísticas Económicas del Banco Central de Reserva de El Salvador, Karina Caballero es consultora de CEPAL y profesora de la UNAM, y Alirio Alfonso Hernández es Senior del Departamento de Estadísticas Financieras y Fiscales del Banco Central de la Reserva de El Salvador. Este documento fue elaborado en el marco del convenio de la División de Desarrollo Sostenible y Asentamientos Humanos de la CEPAL con el Banco Central de la Reserva de El Salvador. Se agradece la contribución de Orlando Reyes y Luis Sánchez al procesamiento de la información. Se aplica el descargo usual de los errores. Las opiniones expresadas en este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de sus organizaciones respectivas.

2014

Departamento de investigación Económica y Financiera
Banco Central de Reserva de El Salvador
Alameda Juan Pablo II, entre 15 y 17 Avenida Norte
San Salvador, El Salvador, C. A.

El Banco Central al publicar esta serie de Documentos Ocasionales, pretende facilitar la difusión de estudios económicos y financieros que contribuyan al mejor conocimiento de la realidad salvadoreña.

Las interpretaciones, análisis y conclusiones de estos trabajos representan las ideas de los autores y no coinciden necesariamente con el criterio de este Banco Central.

Prohibida la reproducción total o parcial de este documento, sin previa autorización del Departamento de Investigación Económica y Financiera del Banco Central de Reserva de El Salvador.

ISSN

Resumen

El principal objetivo de esta investigación es estimar las elasticidades ingreso y precio de la demanda de electricidad y de gasolinas en El Salvador a nivel agregado y por quintiles de ingreso, utilizando micro-datos con base en la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de El Salvador 2005-06. La evidencia disponible muestra que la participación del gasto de electricidad por quintiles es relativamente similar en los primeros quintiles de ingreso y disminuye en el último quintil. Por su parte, la participación del gasto en gasolinas es diferente por quintil de ingreso. Los resultados obtenidos muestran que la demanda de electricidad y de gasolinas son función de la evolución del gasto o del ingreso, de sus precios respectivos y de otras variables de control; principalmente, características socio-demográficas y económicas de la población y, para el caso de la gasolina, posesión de vehículos y gasto en transporte público. Los principales resultados obtenidos indican que las elasticidades ingreso, para toda la muestra, se ubican entre 0.85 y 0.64 para electricidad y entre 0.85 y 0.57 para las gasolinas; dependiendo del método de estimación. Asimismo, las elasticidades precio de la demanda se ubican, para electricidad, entre -0.37 y -0.24 y, para gasolinas, entre -0.41 y -0.29 dependiendo del método de estimación. Destaca además que las elasticidades ingreso y precio de la demanda de electricidad y de gasolinas son heterogéneas por quintiles de ingreso. Esto es, en general, se observa que, en los quintiles de ingreso más bajos, las elasticidades ingreso son mayores y las elasticidades precio son más altas, en términos absolutos. Estas elasticidades permiten construir diversos escenarios macroeconómicos sobre la trayectoria del consumo eléctrico y de gasolinas y muestran que una estrategia energética e impositiva debe considerar las respuestas heterogéneas por grupos de ingreso. Estas elasticidades ingreso y precio de sección cruzada son consistentes con las estimaciones con series históricas para El Salvador para el período 1970-2010.

Abstract

The main objective of this research is to estimate the income and price elasticities of demand for electricity and gasoline in El Salvador at the aggregate level and by quintiles of income, using micro-data based on the National Survey of Household incomes and expenditures in the El Salvador 2005-06. The available evidence shows that the share of expenditure in electricity by income quintiles is relatively similar in the first quintiles of income and decreases in the top two quintiles. On the other hand, the share of expenditure on gasoline differs by income quintile. The results obtained show that the demand for electricity and gasoline are a function of the evolution of the income or expenditure, of their respective pricing and other control variables; mainly, socio-demographic characteristics and economic of the population and, for the case of gasoline, vehicle ownership and spending on public transport. The main results obtained indicate that the income elasticity for the entire sample, are located between 0.85 and 0.64 for electricity and between 0.85 and 0.57 for the gasoline; depending on the method of estimation. Also, the price elasticities of demand are located, for electricity, between -0.37 and 0.24 and, for gasoline, between -0.41 and -0.29 depending on the method of estimation. Further emphasizes that the income and price elasticities of demand for electricity and gasoline are heterogeneous by income quintile. This is, in general, it is noted that, in the quintiles of lower income, income elasticities are higher and the price elasticities are higher, in absolute terms. These allow you to build various elasticities macroeconomic scenarios on the trajectory of the consumption of gasoline and electric and show that a energy strategy and taxation must consider the heterogeneous responses by income group. These income and price elasticities of cross-section are consistent with the estimates with historical series for El Salvador for the period 1970-2010.

Palabras clave: Elasticidad ingreso y precio, demanda de energía y gasolina, modelo de sección cruzada

Clasificación JEL: C31, D12, Q41, Q56.

INDICE

Introducción.....	5
I. Marco Teórico: Las Curvas de Engel y los modelos de demanda	
Cuasi ideales lineales y cuadráticos.....	5
II. Evidenciaempírica.....	9
A. Demanda de electricidad y gasolinas: series de tiempo.....	10
B. Demanda de electricidad y gasolinas: datos de sección cruzada.....	11
1. Consumo de electricidad.....	16
2. Consumo de gasolinas....	21
III. Consideraciones finales y recomendaciones	26
Bibliografía.....	29
Apéndice.....	34
Indice de cuadros.....	36
Indice de gráficas.....	36

Introducción

El consumo de electricidad y de gasolina son elementos constitucionales al funcionamiento de las economías modernas. Su consumo es fundamental para la realización de diversas actividades productivas y de servicios, el transporte de mercancías, la movilidad de la población y el uso de bienes de consumo durable. Sin embargo, la generación de electricidad y la producción de gasolinas, así como su consumo, ocasionan externalidades negativas tales como contaminación atmosférica, costos relacionados con accidentes o congestión vehicular y aumento en las emisiones de gases efecto invernadero (GEI) que ocasionan el cambio climático (Stern, 2008; Steenhof *et al.*, 2006; Bandivadekar *et al.*, 2008; Stanley *et al.*, 2009; Kim *et al.*, 2011; Calthrop y Proost, 1998; Christodoulakis *et al.* 2000; Akinboade *et al.* 2008). Asimismo, existen efectos económicos adicionales tales como los impactos de los subsidios a la electricidad y las gasolinas que inciden sobre las finanzas públicas, la balanza comercial o el nivel de precios.

La paradoja que ocasiona el consumo de electricidad y gasolinas, donde su consumo es indispensable para las actividades económicas y el bienestar de la población y, al mismo tiempo, ocasiona efectos colaterales negativos significativos, requiere de la aplicación de diversas políticas públicas para controlar o disminuir sus externalidades negativas y potenciar y optimizar los efectos positivos de su consumo. El diseño apropiado de estas políticas públicas requiere identificar los factores explicativos y sensibilidades de respuestas específicas de las demandas de la electricidad y la gasolina. Por ello, es indispensable identificar los efectos del ingreso y de los precios sobre la demanda de electricidad y gasolinas. Sin embargo, el consumo de electricidad y de gasolinas es heterogéneo en la estructura de ingresos de la población y por lo tanto, los efectos y las sensibilidades de respuesta también son diferenciadas por estratos de ingreso. En este sentido, el principal objetivo de este estudio es estimar las elasticidades ingreso y precio de la demanda de electricidad y de gasolinas en El Salvador a nivel agregado y por quintiles de ingreso utilizando micro-datos obtenidos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares de 2005-06 proporcionada por la Dirección General de Estadística y Censos. Estas estimaciones son contrastadas con las estimaciones de demanda de electricidad y de gasolinas con series de tiempo para el período 1971-2010.

El documento está dividido en cuatro secciones, la primera es, obviamente, la introducción. En el siguiente apartado se presenta el marco teórico referente a las curvas de Engel y los modelos de demanda casi ideales lineal y cuadrático. En el tercer apartado se presentan los resultados econométricos para El Salvador. Finalmente en el último apartado se presentan las conclusiones y algunos comentarios generales.

I. Marco teórico: Las curvas de Engel y los modelos de demanda casi ideales lineales y cuadráticos

La demanda de electricidad y de gasolinas, con micro-datos de sección cruzada, pueden modelarse, entre otras opciones, con base en la curva de gasto de Engel y los modelos de demanda casi ideales lineales (AIDS) y modelos de demanda casi ideales cuadráticos (QUAIDS) (Deaton y Muellbauer, 1980; Banks *et al.*, 1997; Varian, 1993). Estos modelos permiten estimar las elasticidades ingreso y precio de la demanda de electricidad y de gasolinas e identificar los efectos que tiene las características socio-

económicas y demográficas de la población u otras variables de control (Bankset *al.*, 1997, Fellet *al.*, 2012; Blundellet *al.*, 1993; Blundell y Preston, 1998).

Estas especificaciones econométricas son ampliamente utilizadas en la literatura económica y son esencialmente consistentes con la teoría económica lo que permite micro-fundamentar las funciones de demanda, incluir un conjunto de variables de control e incluso considerar comportamientos potencialmente no lineales (Bankset *al.*, 1997; Ruiz y Trannoy, 2008; Clerc y Marcus, 2009; Nicol, 2003; Schmalensee y Stocker, 1999; Storchmann 2005; Yat y No, 2001; Fan y Hyndman, 2011; Fernández, 2006; Fellet *al.*, 2012; Agostini *et al.*, 2012). Estos modelos de demanda pueden además utilizarse para analizar los efectos potenciales de reformas fiscales sobre los impuestos indirectos (Deaton, 1997).

De este modo, los modelos utilizados en este estudio corresponden a:

1. La curva de gasto de Engel que establece una relación entre el gasto en algún bien o servicio específico y el ingreso (Engel, 1857; Houthakker, 1957; Brown y Deaton, 1972; Bierens y Pott-Buter, 1990; Engel y Kneip, 1996; Blundellet *al.*, 2007; Chai y Moneta, 2010; Nakamura *et al.*, 2014). Las estimaciones iniciales de la curva de Engel del tipo Working-Leser (Working, 1943; Leser, 1963) consideraban una relación lineal entre la proporción del gasto en un bien y el gasto o el ingreso total, sin embargo, la evidencia más reciente muestra la importancia de considerar también una relación no lineal a través de incluir el término al cuadrado del ingreso o el gasto total (Bankset *al.*, 1997; Blundell, 1988) así como agregar variables de control tales como características socio-demográficas (número de miembros de familia, número de niños, edad o educación del jefe de familia) (Blundellet *al.*, 1993; Bundell y Preston, 1998; Carrasco *et al.*, 2007). De este modo, las curvas de gasto de Engel² pueden representarse de acuerdo a las ecuaciones (1), (2) y (3) (Banks *et al.*, 1997; Bundell y Preston, 1998; Muellbauer, 1975; Nakamura *et al.*, 2014; Blundellet *al.*, 2007; Bierens y Pott-Buter, 1990; Chai y Moneta, 2010; Houthakker, 1957; Deaton, 1997; Clements y Selvanathan, 1994; Theil y Clements, 1987):

$$(1) \quad w_i = \varphi_i + \beta_{ij} \ln x_i + u_i$$

$$(2) \quad w_i = \varphi_i + \beta_{ij} \ln x_i + \theta_{ij} (\ln x_i)^2 + u_i$$

$$(3) \quad w_i = \varphi_i + \pi_i z_i + \beta_{ij} \ln x_i + \theta_{ij} (\ln x_i)^2 + u_i$$

Con:

$$(4) \quad E(u_i | z_i, \ln x) = 0 \text{ y } \text{var}(u_i | z_i, \ln x) = \sigma_j^2(z_i, \ln x_i)$$

Donde, w_i es la participación en el gasto total del bien i ($w_i = p_i q_i / x$), $\ln x_i$ es el logaritmo del total de gasto, z_i incluye el conjunto de variables de control, básicamente demográficas (Lewel, 1989; Blundellet *al.*, 1993) y u_i es el término de error. Las curvas de Engel permiten identificar a un bien de lujo en el caso en que $\beta_i > 0$ y a un bien

² Existe una variedad de formas funcionales de las curvas de gasto de Engel (Leser, 1963).

necesario con $\beta_i < 0$, en donde el término cuadrático permite ajustes no lineales y donde un bien puede ser de lujo o necesario, para distintos estratos de ingreso.

2. Los modelos de demanda casi ideales lineales (AIDS) y los modelos de demanda casi ideales cuadráticos (QUAIDS) (Deaton y Muellbauer, 1980; Banks *et al.*, 1997; Blundell *et al.*, 1993) utilizan sistemas de demanda que modelan a la participación del gasto en el bien i como proporción del gasto total ($w_i = p_i q_i / x$) (Brown y Deaton, 1972; Deaton y Muellbauer, 1980; Deaton y Grimard, 1992; Deaton, 1997; Blundell *et al.*, 1993; Deaton *et al.*, 1994). La inclusión del término cuadrático en el modelo QUAIDS permite simular cambios en las sensibilidades de respuesta de los agentes económicos a diferentes niveles de ingreso. De igual manera que en las curvas de Engel, los modelos AIDS y QUAIDS pueden identificar a un bien de lujo con $\beta_i > 0$ y a un bien necesario con $\beta_i < 0$ y pueden además ajustar mejor la curva de bienestar para analizar los posibles impactos fiscales (Brown y Deaton, 1972; Pollak y Wales, 1978; Barnes y Gillingham, 1984). Los modelos AIDS y QUAIDS permiten también analizar las restricciones (aditividad, homogeneidad y simetría) en el valor de los parámetros que se derivan de la teoría económica (Deaton y Muellbauer, 1980; Varian, 1993; Fan *et al.*, 1995; Barten, 1968).

Existe evidencia que muestra que las variables de control tales como características socio-demográficas, e incluso de tendencia son relevantes en estos modelos AIDS y QUAIDS (Blundell *et al.*, 1993; Kalwij *et al.*, 1998; Parks y Barten, 1973; Ray, 1982; Barnes y Gillingham, 1984; Ramenaziet *et al.*, 1995; Deaton y Muellbauer, 1986; Deaton y Grimard, 1992). De este modo, los modelos econométricos AIDS y QUAIDS se especifican en las ecuaciones (5) y (6) respectivamente como:

$$(5) w_i = \left(\frac{p_i q_i}{x} \right) = \alpha_i + \beta_i \ln(x_i) + \sum_{k=1}^k \gamma_{ih} \ln p_{ihk} + \theta_{hj} z_{hk} + u_i$$

$$(6) w_i = \left(\frac{p_i q_i}{x} \right) = \alpha_i + \beta_i \ln(x_i) + \delta_i \ln(x)^2 + \sum_{k=1}^k \gamma_{ih} \ln p_{ihk} + \theta_{hj} z_{hk} + u_i$$

Las elasticidades ingreso del gasto para los modelos AIDS y QUAIDS se definen respectivamente como (Menezes *et al.*, 2005; Deaton y Muellbauer, 1980; Banks *et al.*, 1997; Atkinson *et al.*, 1990; Blundell *et al.*, 1993; Green y Alston, 1991):

$$(7) \quad \epsilon_u = \frac{\beta_i}{w_i} + 1$$

$$(8) \quad \epsilon_c = (\beta_i + 2\delta_i) / s_i^h + 1$$

A su vez, las elasticidades precio sin compensar (ϵ_{ij}^u) y compensadas (ϵ_{ij}^c) se obtienen de acuerdo a las ecuaciones (9) y (10) respectivamente (Menezes *et al.*, 2005; Fan *et al.*, 1995):

$$(9) \epsilon_{ij}^u = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \frac{w_j}{w_i} - \delta_{ij}$$

$$(10) \epsilon_{ij}^c = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - w_i - \delta_{ij}$$

Donde δ_{ij} es el delta de Kronecker que toma el valor de 1 si $i=j$ y 0 de otro modo (Deaton, 1997; Banks *et al.*, 1997; Menezes *et al.*, 2005).

En la literatura económica existe además un interés creciente (Blundell *et al.*, 1993; Blundell *et al.*, 2003; Carrasco *et al.*, 2007; Timmer y Alderman, 1979; Alderman, 1986; Atkinson *et al.*, 1990; Baker *et al.*, 1989) por identificar las sensibilidades de respuesta de las funciones de demanda al ingreso y los precios por estratos de ingresos. Ello resulta de particular interés para analizar las posibles consecuencias de políticas impositivas, en particular, de impuesto indirectos, sobre la distribución del ingreso los efectos sobre distintos grupos de ingresos (Bank *et al.*, 1997).

El índice de precios a utilizar con datos de sección cruzada no necesariamente está disponible en forma directa o los datos muestran una variabilidad significativa para cada agente económico. Más aun, es posible que el precio de algunos de los bienes a considerar sea prácticamente constante para toda la muestra. Como consecuencia de ello no es posible obtener un valor real de la elasticidad precio de la demanda de electricidad y gasolinas solo con base a los datos de sección cruzada de una encuesta. Sin embargo, es posible obtener un valor aproximado de estas elasticidades precio a través de calcular una aproximación de un índice de precios (Ruiz y Trannoy, 2008; Clerc y Marcus, 2009). De este modo, las elasticidades precio reportadas en este trabajo deben de tomarse con precaución y representan solo un resultado indicativo. Así, en este trabajo se obtiene una aproximación del índice de precios propuesta por Stone (1954) que permite una mayor variabilidad de precios entre los hogares (Deaton y Muellbauer, 1980). Este índice de precios de Stone se construye como la media geométrica de los índices de precios de consumo básico ponderados por la estructura de consumo de cada uno de los hogares (Deaton y Muellbauer, 1980; Ruiz y Trannoy, 2008; Clerc y Marcus, 2009) (ecuación 11). Ello representa sólo una aproximación que, para evaluar consistencia es comparada con resultados de estimaciones con datos de series de tiempo de la demandas de electricidad y gasolinas para El Salvador.

$$(11) \quad \ln p^*_{ih} = \sum_j^m \bar{w}_j \ln p^*_j$$

Donde \bar{w}_j es el promedio de la participación del gasto del rubro j y donde los rubros de consumo considerados suman 1.

Las estimaciones de las ecuaciones (1), (2), (3), (5) y (6) de sección cruzada se realizaron mediante diversos métodos econométricos³. Así, en el primer caso, se estimaron las ecuaciones pertinentes por el método de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) sólo como un valor indicativo. En el segundo caso, se estimaron estas ecuaciones por el método general de momentos (GMM), con y sin variables de control respectivas. En tercer lugar, se utilizó el método en dos etapas propuesto por Heckman (1979) buscando eliminar el sesgo de selección de los hogares y corregir por la posible presencia de heterocedasticidad en los residuales⁴. Así, en la primera etapa se modela la decisión de consumir utilizando características socio-demográficas de los hogares con un modelo de variables dependientes discretas *Probit*⁵ o modelos lineales de

³ Las estimaciones de series de tiempo se realizaron con base al procedimiento de raíces unitarias y cointegración de acuerdo al método propuesto por Johansen (1988, 1992 y 1995). Ver cuadro A2 del Apéndice.

⁴ Terza (1987) argumenta que es mejor utilizar el procedimiento de Heckman en dos etapas que dummies.

⁵ Los conjuntos discretos y finitos se denominan como binarias o dummies que simbolizan la naturaleza de las series originales (Webster, 1997).

probabilidad (Johnston y Dinardo, 2001; Greene, 1999; Gujarati y Porter, 2010). En este caso la variable dependiente es la decisión de consumir o no, y como variables independientes se incorporan, por ejemplo, características del jefe del hogar, composición del hogar y localización geográfica. En la segunda etapa se estima la magnitud del sesgo de probabilidad de ocurrencia a través de la razón inversa de Mills (λ) definida en la ecuación (12) (Heckman, 1979; Hoffmann y Kassouf, 2005):

$$(12) \quad E(x|x > \alpha) = \mu + \sigma \left[\frac{\varphi\left(\frac{\alpha-\mu}{\sigma}\right)}{(1-\Phi)\left(\frac{\alpha-\mu}{\sigma}\right)} \right] = \mu + \sigma\lambda$$

Donde x es la variable aleatoria distribuida normalmente con media μ y varianza σ^2 , α es una constante, φ es la función normal de densidad estándar y Φ es la función de distribución acumulativa estándar. La razón inversa de Mills (λ) se incorpora como un variable adicional en el modelo y mediante el métodos de dos etapas y de máxima verosimilitud se captura la magnitud del sesgo generando estimadores consistentes. En este caso, se excluyen las variables de control explícitamente en la estimación final pero quedan incorporadas a través de la razón inversa de Mills.

La heterogeneidad entre los hogares se incorporó incluyendo diversas variables de control (Ruiz y Trannoy, 2008). Básicamente, para el caso del consumo en electricidad se consideraron variables como área de residencia (urbana o rural), tipo de vivienda, número de habitaciones en la vivienda, número de aparatos electrodomésticos, edad y escolaridad del jefe de familia. Por su parte, para el consumo de gasolinas se incluyeron como variables de control el área de residencia (urbana o rural), tipo de vivienda, edad y escolaridad del jefe de familia, el número de automóviles y motos que tiene el hogar y el gasto en transporte público⁶.

II. Evidencia empírica

La mayoría de estudios que estiman las elasticidades ingreso y precio de electricidad y de combustibles se realizan con datos agregados ya sea a nivel nacional o regional. Estos resultados son útiles para comprender el impacto agregado de la demanda por un cambio en precios, pero no reflejan la heterogeneidad en las sensibilidades ingreso y precio entre diferentes grupos de ingreso. Esto es, la demanda de combustibles y electricidad en los hogares está determinada por un conjunto de factores socioeconómicos, que incluyen ingreso, características de los hogares, tamaño de la familia y sensibilidad a los precios que no se identifican completamente en las estimaciones macroeconómicas agregadas.

La demanda de energía eléctrica para consumo residencial es una demanda derivada del uso de aparatos y equipos que proveen un servicio final a los consumidores. En el consumo residencial inciden factores como la decisión de comprar o reemplazar bienes durables en el hogar, las características técnicas de dichos bienes y la frecuencia e intensidad de su uso (Hartman y Werth, 1979). En su forma simplificada la demanda de electricidad, para sus distintos usos, puede modelarse con un modelo uniecuacional, esto es, como función del gasto del agente económico, aproximado por su ingreso (y_i), y de los precios relativos de la electricidad (pre_i), y del conjunto de bienes y servicios

⁶ Los estadísticos básicos de estas variables se encuentran en el Apéndice en el Cuadro A1.

substitutos (x_t) (Fisher y Kaysen, 1962; Houthakker *et al.*, 1974; Taylor, 1975; Berndt y Samaniego, 1984; Dahl, 1993; Jorgenson, 1998; Mabey *et al.*, 1997).

La demanda de gasolina es una demanda derivada de las necesidades de transporte de la población que es posible modelarla como la demanda de cualquier otro bien normal. La especificación común de la demanda de gasolinas incluye al gasto de los agentes económicos, aproximado por su ingreso, a los precios relativos de la gasolina y al conjunto de bienes y servicios sustitutos y otros factores adicionales (Dahl, 2012; Sterner, 2007).

A. Demanda de electricidad y gasolinas: series de tiempo

La evidencia empírica internacional de la demanda de electricidad y de gasolinas indican que los modelos econométricos se especifican considerando que el consumo del energético (ce_t) está en función del gasto o el ingreso (y_t) y de los precios relativos (pre_t) (representado por los precios relativos del energético correspondiente) (Goodwin, 1992 y 1996; Soria *et al.*, 2011; Galindo *et al.*, 2006; Narayan y Smyth, 2005; Shiu y Lam, 2004; Sonensson, 2001; Asafu-Adjaye, 2000; Lam, 1996; Sterner y Dahl, 1992):

$$(13) \quad ce_t = \beta_0 + \beta_1 * y_t + \beta_2 pre_t + u_t$$

Las estimaciones econométricas de las demandas agregadas de electricidad y gasolinas, para datos de series de tiempo, se basaron en el uso de vectores autorregresivos (VAR) y cointegración. Así, se utilizó el procedimiento de Johansen (1988, 1992 y 1995) que estima un modelo VAR de k rezagos para identificar la posible presencia de relaciones de largo plazo entre las variables. Posteriormente, se utiliza el teorema de representación de Engel y Granger (1987) para construir los modelos de corrección de errores (MCE) de la demanda de gasolinas y electricidad (Engle y Granger, 1987; Davidson *et al.*, 1978; Granger y Weiss, 1983).

La base de datos utilizada para las estimaciones de demanda de electricidad y de gasolinas de series de tiempo corresponde a información de la OLADE (Organización Latinoamericana de Energía) y de CEPALSTAT⁷ y CEPAL (2011a y 2011b) para el período de 1970 a 2010.

Las pruebas de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) (Dickey y Fuller, 1981) de Phillips y Perron (PP) (1988) y de Kwiatkowski *et al.* (1992) (KPSS) se sintetizan en el Cuadro A2 en el Apéndice. El número de rezagos se seleccionó de acuerdo al procedimiento t-sig (Ng y Perron, 1995). El conjunto de pruebas de raíces unitarias indican que el consumo de electricidad (cel_t), de gasolinas (cg_t) y el ingreso (y_t) son series no estacionarias (I(1)). Por su parte, los precios relativos de la electricidad (pre_t) y de gasolinas (prg_t) muestran evidencia más compleja aunque en general puede argumentarse que son series no estacionarias, al menos para algunos períodos de tiempo. Estos resultados sugieren la necesidad de evaluar la existencia de un vector de cointegración para establecer las relaciones de largo plazo.

⁷El sitio web de OLADE y CEPALSTAT son: <http://www.olade.org> y <http://estadisticas.cepal.org/cepalstat/>, respectivamente.

La estimación del modelo de vectores autoregresivos (VAR), como base del procedimiento de Johansen (1988, 1992 y 1995), permitió identificar la presencia de vectores de cointegración que pueden representarse como ecuaciones de demanda de electricidad y de gasolinas. Así, los resultados de las estimaciones de la demanda de electricidad y gasolina con datos agregados para El Salvador se presentan en el Cuadro 1⁸. La demanda de electricidad tiene una elasticidad ingreso, de largo plazo de 0.87, mientras que en el corto plazo es de 0.70. Asimismo, la demanda de electricidad tiene una elasticidad precio de largo plazo de alrededor de -0.3 y de corto plazo mucho menor.

Las estimaciones para la demanda de gasolinas indican una elasticidad ingreso cercana a la unidad, mientras que en el corto plazo el ajuste al ingreso es menor de 0.51. Asimismo, la elasticidad precio, en el largo plazo, es de -0.34, mientras que en el corto plazo es de -0.17.

Cuadro 1.
Elasticidades de largo y corto plazo para la demanda de gasolinas y electricidad de datos agregados

	Largo plazo		Corto plazo	
	Elasticidad ingreso	Elasticidad precio	Elasticidad ingreso	Elasticidad precio
Electricidad	0.879	-0.298	0.706	-0.043
Gasolinas	1.010	-0.341	0.509	-0.170

Periodos de estimación:
Largo plazo: Electricidad: 1972 – 2010 y Gasolinas: 1975 – 2010;
Corto plazo: Electricidad: 1971 – 2010 y Gasolinas: 1975 – 2010
Fuente: Elaboración propia con información de OLADE y CEPAL.

B. Demanda de electricidad y gasolinas: datos de sección cruzada

Las estimaciones de las demandas de electricidad y de gasolinas utilizan los datos de la Encuesta Nacional de Ingresos Gastos de los Hogares (ENIGH) 2005-06 de la Dirección General de Estadística y Censos de El Salvador que tiene una muestra de 4,576 hogares a nivel nacional y con representatividad a nivel urbano y rural. Una síntesis de la información de la encuesta se presenta en el Cuadro 2:

Cuadro 2.
Indicadores básicos de la ENIGH-2005-06 de El Salvador

Indicador	Valor
Número total de hogares	4,576 hogares
Tamaño promedio del hogar total	4.2 personas por hogar
Ingreso mensual del total de los hogares	742.06 millones de dólares
Ingreso mensual promedio por hogar	540 dólares por hogar
Gasto mensual en consumo del total de los hogares	600.71 millones de dólares

Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.

La información disponible de la ENIGH 2005-06 para El Salvador permite identificar varios patrones regulares en la estructura del gasto en los rubros de: 1) alimentos y

⁸Las pruebas de cointegración y los modelos de corto plazo se presentan en el anexo en los cuadros A3 y A4.

bebidas no alcohólicas, 2) bebidas alcohólicas y tabaco, 3) prendas de vestir y calzado, 4) vivienda, agua, electricidad, gas y otros combustibles, 5) muebles y equipamiento del hogar, 6) salud, 7) transporte, 8) comunicaciones, 9) recreación y cultura, 10) educación, 11) restaurantes y hoteles y 12) bienes y servicios diversos (ver Gráfica 1).

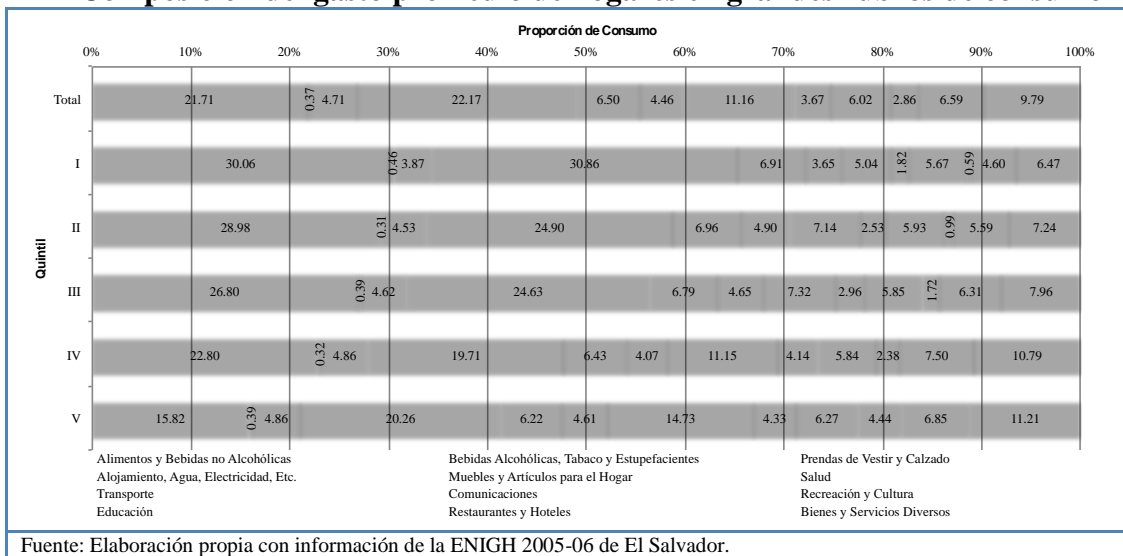
Esto es, la evidencia disponible permite identificar la presencia de diversos patrones de consumo en la estructura del gasto de los hogares en El Salvador en donde destacan:

- La estructura del gasto indica que, a nivel agregado, se destina 21.7% al rubro de alimentos y bebidas no alcohólicas. Sin embargo, existen diferencias importantes por quintiles de ingreso en la estructura del gasto. Por ejemplo, los quintiles I y II destinan el 30.1 y 29.9% de su gasto a los rubros de alimentos y bebidas no alcohólicas, mientras que los quintiles IV y V destinan para estos mismos rubros el 22.8 y 15.8% respectivamente. De este modo, se observa que la participación del gasto en alimentos de los hogares disminuye conforme aumenta el ingreso; ello de acuerdo a la conocida Ley de Engel (Engel, 1857; Banks *et al.*, 1997; Del Oro *et al.*, 2000).
- La proporción del gasto en prendas de vestir respecto del gasto total, tomando en cuenta el total de los hogares, registra una participación del 4.7%. Asimismo, al desagregarlo por quintiles se observa que para el primer quintil, de menor ingreso, la proporción es de 3.8%; del segundo al cuarto quintil de ingresos la proporción es más homogénea pasando de 4.5% a 4.8%, respectivamente
- La proporción del gasto en muebles, equipamiento del hogar y reparación ordinaria del hogar es de 6.5% para todos los hogares. Al desagregarlo por estratos de ingreso se observa que las proporciones son muy homogéneas.
- La proporción del gasto en alojamiento y servicios en vivienda -como electricidad y agua- representa alrededor del 22% del total de gasto de los hogares salvadoreños. Su participación en el total de gasto es diferenciable por quintiles de ingreso, por ejemplo el quintil I y II destinan el 30.8 y 24.9% respectivamente de su gasto total a este rubro, mientras que los quintiles IV y V destinan cada uno 20% aproximadamente.
- El proporción media del gasto en salud con respecto al gasto total es de 4.4% y se incrementa ligeramente en la medida que aumenta del nivel de ingreso. Esto es, los hogares del primer quintil gastan en salud el 3.6% de su gasto total mientras que los quintiles IV y V destinan el 4% y el 4.6%, respectivamente.
- La proporción del gasto en educación de los hogares salvadoreños es del 2.8%, donde los primeros dos quintiles gastan menos del 1% en comparación con el último quintil, que eroga en este rubro el 4.4% de su total de gasto aproximadamente.
- La participación del gasto en transporte con respecto al gasto total de los hogares es de 6.59%. Esta proporción es heterogénea por quintiles de ingreso pasando de 4.6 y 5.6% en los dos primeros quintiles a 6.8% en el último quintil. Esto sugiere el uso de modos de transporte diferenciados por quintiles de ingreso. Por ejemplo, los dos primeros quintiles de ingreso utilizan con mayor frecuencia el

transporte público mientras que los quintiles más altos utilizan automóvil privado. Ello se observa también en el comportamiento del gasto de los bienes dentro del rubro de transporte por estratos de ingreso donde el mayor porcentaje de gasto en los quintiles I, II y III se destina al gasto en transporte por carretera mientras que la adquisición de vehículos tiene un mayor impacto en los dos últimos quintiles de ingreso con aproximadamente el 30.4% y el 38% respectivamente (Gráfica 2). Destaca también que el gasto en combustibles y lubricantes para automóviles de uso personal tiene una participación ascendente conforme aumenta el nivel de ingreso pasando de 7% al 30% del total de gasto en transporte. Esta información muestra que el gasto en transporte público o privado por grupos de ingreso está fuertemente segmentado.

Gráfica 1.

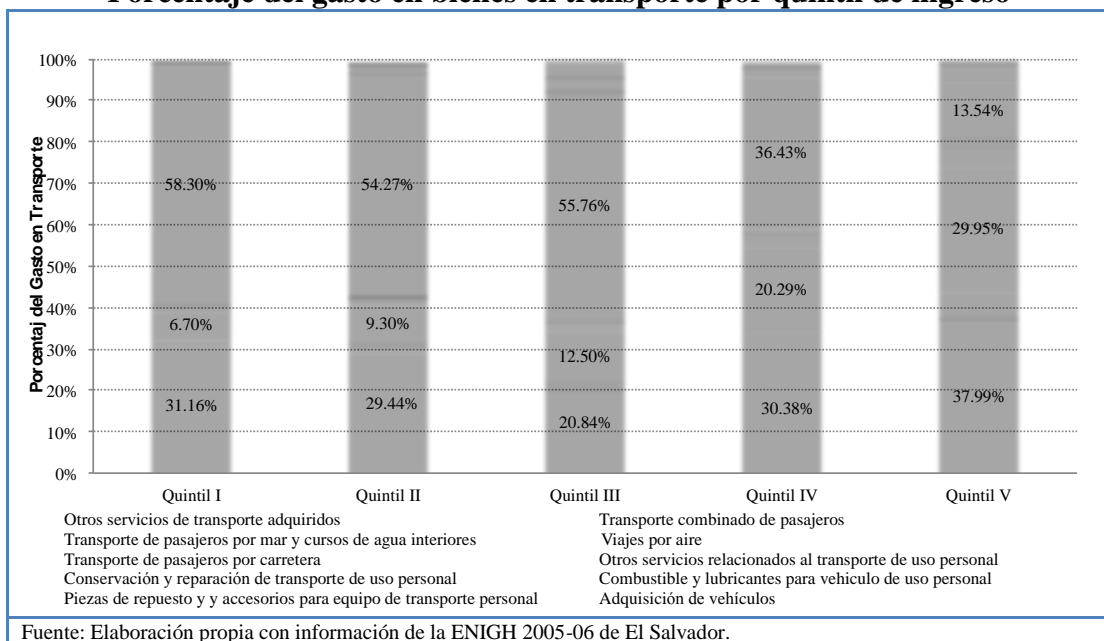
Composición del gasto promedio de hogares en grandes rubros de consumo



Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.

Gráfica 2.

Porcentaje del gasto en bienes en transporte por quintil de ingreso

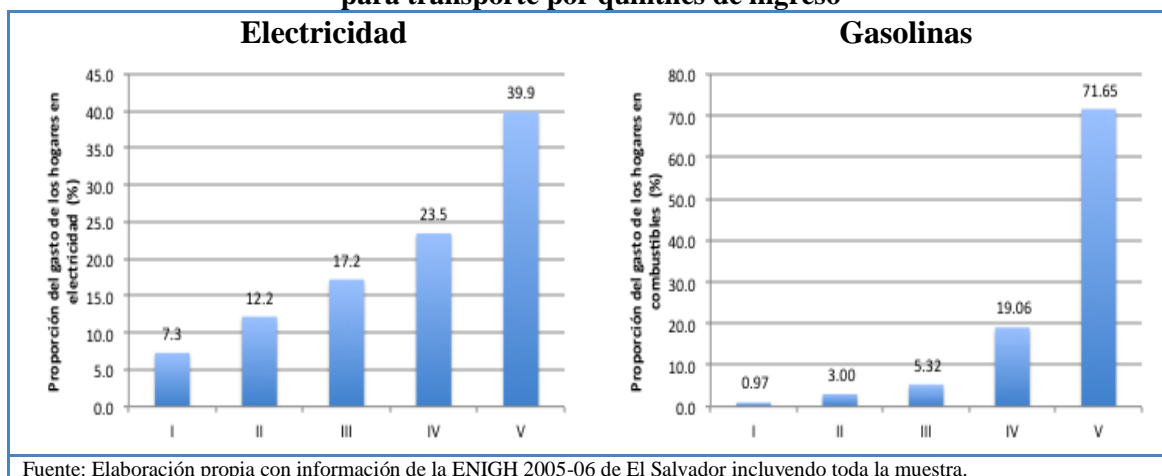


Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.

La ENIGH reporta que la mayor parte del gasto en electricidad se concentra en los quintiles más altos. Así, la distribución del gasto en electricidad por quintiles indica que en el primer quintil se concentra 7.3% del gasto en este rubro, mientras que en el último quintil se concentra 39.9%. Por su parte, en gasolinas, se observa una distribución desigual, en donde en el primer quintil solo se consume 1% del total del gasto, asimismo la distribución acumulada de los primeros tres quintiles es de únicamente 9.3% del gasto, mientras que el quintil de mayores ingresos concentra el 71.7% del gasto en este rubro.

Gráfica3.

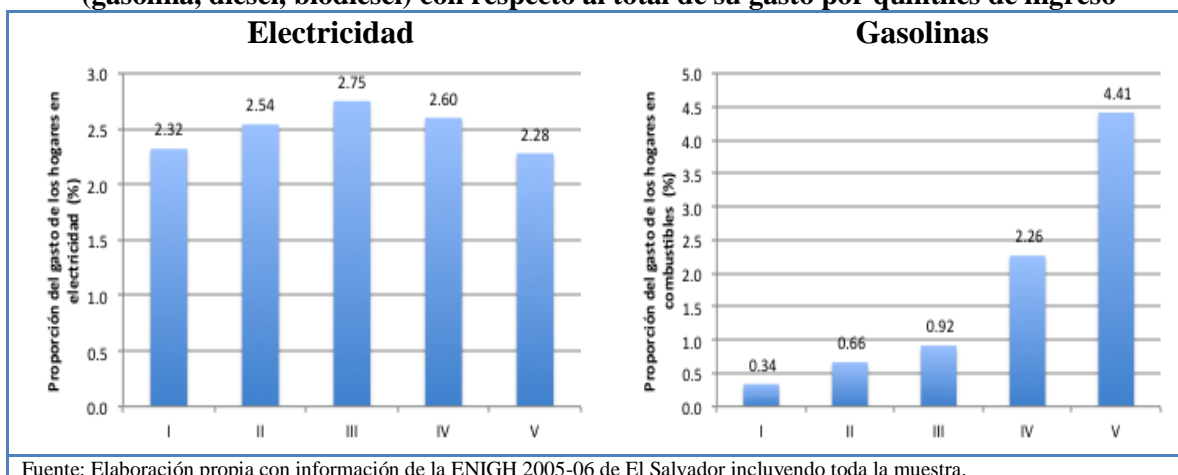
Proporción del gasto de los hogares en electricidad y combustibles para transporte (gasolina, diesel, biodiesel) con respecto al total del gasto en electricidad y en combustibles para transporte por quintiles de ingreso



Asimismo, la proporción promedio del gasto en electricidad en el gasto total por quintiles de ingreso considerando toda la muestra, es decir los consumos cero y positivos, es relativamente homogénea a través de los quintiles, siendo en el quintil de mayores ingresos donde se destina la menor proporción, y en el tercer quintil la proporción promedio alcanza 2.75%. A su vez, la proporción del gasto en gasolinas en el gasto total por quintiles de ingreso incluyendo toda la muestra, indica que conforme aumenta el ingreso el gasto destinado al consumo de gasolina aumenta, pasando de 0.34% a 4.41% del primer al último quintil respectivamente.

Gráfica4.

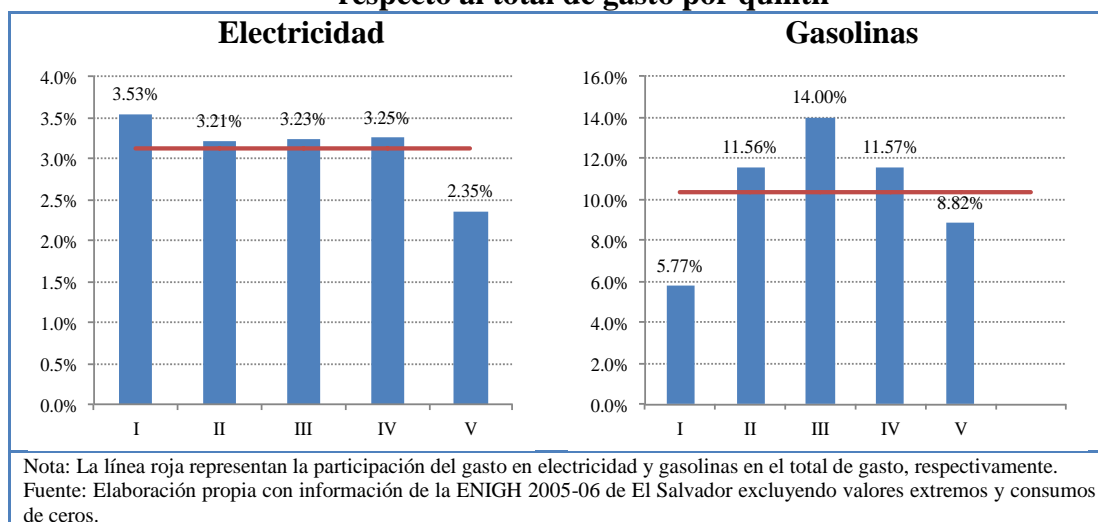
Proporción del gasto de los hogares en electricidad y combustibles para transporte (gasolina, diesel, biodiesel) con respecto al total de su gasto por quintiles de ingreso



Sin embargo, considerando sólo a aquellos hogares que efectivamente realizaron el gasto en electricidad y gasolinas y excluyendo, por tanto a los que reportan consumo cero y valores extremos puede observarse que:

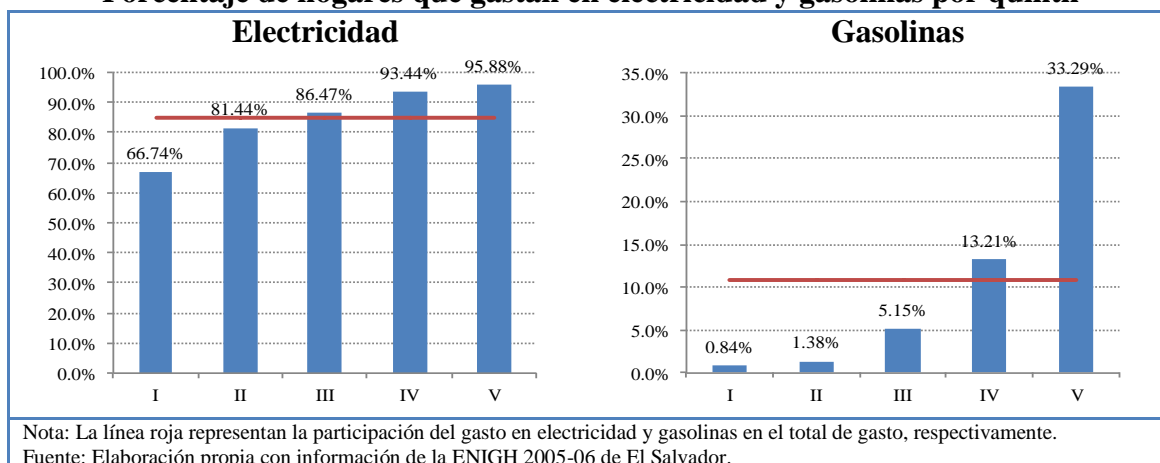
- La proporción del gasto destinada al consumo de energía eléctrica con respecto al total de gasto es relativamente similar en los primeros cuatro grupos de ingreso donde se registran valores alrededor de 3.2% y sólo disminuye en el quintil V a 2.3% (Gráfica 5)⁹. Sin embargo, la proporción de hogares en cada estrato de ingreso que consumen energía eléctrica es aún heterogénea aunque en general es bastante alta como en todas las economías modernas. Así, en los dos primeros quintiles, la proporción de hogares que consumen energía eléctrica del total de hogares es de 66% y 81%, respectivamente, mientras, que en los dos quintiles más altos el 93% y el 95% de los hogares consumen electricidad (Gráfica 6).
- La participación del gasto en gasolina en el total de gasto es de 10.3% para toda la muestra con un comportamiento cóncavo a lo largo de la estructura de ingreso. Esto es, los dos primeros quintiles gastan en gasolina el 5.7% y el 11.5% del total de su gasto y el quintil III el 14%; posteriormente, en los dos últimos quintiles se registran proporciones de gasto del 11.6% y 8.8% respectivamente. Ello refleja patrones de movilidad diferenciados por estratos de ingreso (Gráfica 5). Asimismo, se observa que el porcentaje de hogares que gasta en gasolina es claramente diferenciado por estratos de ingreso pasando de menos del 1% en el quintil I al 33% en el quintil V. Ello indica que el transporte público es utilizado con mayor frecuencia por los quintiles de ingreso bajos y medios mientras que el transporte privado corresponde a los quintiles más elevados (Gráfica 6).

Gráfica 5.
Proporción del gasto promedio en electricidad y gasolinas respecto al total de gasto por quintil



⁹Para las estimaciones de las curvas de Engel y los modelos AIDS y QUAIDS y en las Gráficas 7 y 10 se realizó un tratamiento a la base de la ENIGH de El Salvador que consistió en eliminar valores extremos y valores en ceros tanto del gasto en electricidad como en gasolinas, esto con el propósito de eliminar problemas de sesgo. Ello hace que los valores reportados sean diferentes a los de la ENIGH.

Gráfica6.
Porcentaje de hogares que gastan en electricidad y gasolinas por quintil

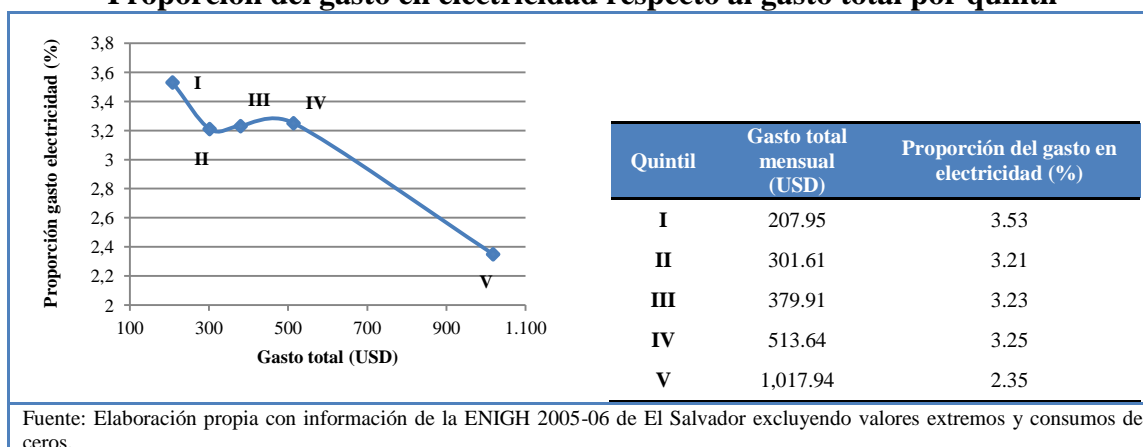


1. Consumo de electricidad

La energía eléctrica en El Salvador es generada principalmente por plantas térmicas e hidroeléctricas que equivalen al 52% y 32% del total de la capacidad instalada en el país respectivamente. El mayor consumidor de electricidad es el sector industrial con cerca del 40% del total de la electricidad producida seguido del sector residencial y otros con el 30% del total consumido para 2008 (UNES, 2012; CNE, 2013). De este modo, la demanda de electricidad de los hogares es una parte significativa del total de la demanda eléctrica en el país.

La trayectoria de la estructura del consumo de electricidad se sintetiza en la Gráfica 7 donde se observa que en general la proporción del gasto en electricidad en el gasto total por estratos de ingreso es bastante similar y disminuye en el quintil V, excluyendo valores extremos y consumos cero.

Gráfica7.
Proporción del gasto en electricidad respecto al gasto total por quintil



Las curvas de gasto de Engel para el consumo de electricidad estimadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), por el Método General de Momentos (GMM), con y sin variables de control, y por el método de Heckman (1979) en dos etapas para toda la muestra y por quintil de ingreso se reportan en el Cuadro 3. Las variables de control utilizadas son el área de residencia (urbana o rural), el tipo de vivienda, el número de

habitaciones en la vivienda, el número de aparatos electrodomésticos, la edad y escolaridad del jefe de familia (Cuadro 4).

Cuadro 3.
Estimaciones de las curvas de Engel para el gasto en electricidad total y por quintiles

$$w_i = \alpha + \beta_1 G_i + \beta_2 G_i^2 + \varepsilon_i$$

	Modelo lineal		Modelo cuadrático		
	α	β_1	α	β_1	β_2
Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS)					
w_i	3.522 (59.45)*	-0.0007 (-11.18)*	3.716 (47.49)*	-0.0012 (-8.70)*	1.50e-07 (3.78)*
w_{qI}	4.080 (9.22)*	-0.0031 (-1.74)**	5.634 (5.49)*	-0.0169 (-2.02)*	0.00003 (1.68)**
w_{qII}	3.614 (11.54)*	-0.0015 (-1.65)**	3.881 (5.83)*	-0.0032 (-0.84)	2.21e-06 (0.45)
w_{qIII}	3.317 (13.83)*	-0.0005 (-0.95)	3.120 (7.52)*	0.0003 (0.23)	-8.85e-07 (-0.58)
w_{qIV}	3.875 (19.62)*	-0.0011 (-3.36)*	4.470 (13.17)*	-0.0032 (-3.12)*	1.60e-06 (2.16)*
w_{qV}	3.502 (34.45)*	-0.0008 (-9.84)*	3.984 (28.03)*	-0.0015 (-8.59)*	2.02e-07 (4.82)*
Método General de Momentos (GMM) sin variables de control					
w_i	3.058 (28.83)*	-0.0001 (-1.20)	2.388 (17.37)*	0.0014 (4.15)*	-4.92e-07 (-3.71)*
w_{qI}	-2.909 (-0.92)	0.027 (1.93)**	-28.061 (-1.51)	0.2644 (1.70)**	-0.0005 (-1.71)**
w_{qII}	-2.087 (-0.93)	0.016 (2.28)*	-13.612 (-3.17)*	0.0956 (3.80)*	-0.0001 (-3.65)*
w_{qIII}	0.818 (0.56)	0.006 (1.52)	-1.200 (-0.92)	0.0167 (2.96)*	-0.00001 (-2.50)*
w_{qIV}	0.914 (1.03)	0.004 (2.51)*	0.638 (0.76)	0.0086 (3.12)*	-6.27e-06 (-3.22)*
w_{qV}	3.921 (13.12)*	-0.001 (-4.80)*	2.988 (11.75)*	-0.0003 (-1.05)	-3.54e-08 (-0.54)
Método General de Momentos (GMM) con variables de control					
w_i	2.523 (30.02)*	-0.0002 (-1.28)	2.284 (18.59)*	0.0005 (1.37)*	-3.09e-07 (-2.78)*
w_{qI}	-3.103 (-1.67)**	0.0307 (2.97)*	-24.987 (-1.58)	0.233 (1.76)**	-0.00043 (-1.81)**
w_{qII}	-1.0005 (-1.17)	0.0108 (3.06)*	-6.369 (-1.65)**	0.0491 (2.10)*	-0.00006 (-2.18)*
w_{qIII}	-0.306 (-0.38)	0.0098 (3.62)*	-1.418 (-1.08)	0.0167 (2.87)*	-0.00001 (-2.47)*
w_{qIV}	1.670 (4.78)*	0.0014 (1.62)**	1.770 (2.17)*	0.0016 (0.58)	-1.94e-06 (-1.04)
w_{qV}	2.665 (15.22)*	-0.0006 (-3.59)*	3.088 (12.57)*	-0.0016 (-3.95)*	1.84e-07 (2.36)*
Método de dos etapas de Heckman					
w_i	4.104 (52.08)*	-0.001 (-14.21)*	4.634 (39.85)*	-0.002 (-12.02)	3.21e-07 (6.63)*
w_{qI}	5.770 (10.53)*	-0.006 (-3.35)*	7.429 (7.35)*	-0.0209 (-2.63)*	0.00003 (7.35)**
w_{qII}	5.084 (12.26)*	-0.003 (-3.55)*	6.233 (7.77)*	-0.010 (-2.46)*	8.87e-06 (1.59)**
w_{qIII}	4.067 (14.41)*	-0.002 (-2.62)*	4.354 (9.26)*	-0.003 (-1.61)	1.16e-06 (0.75)
w_{qIV}	4.945 (11.25)*	-0.002 (-3.38)*	6.419 (7.50)*	-0.007 (-2.93)*	3.39e-06 (2.07)*
w_{qV}	3.654 (31.31)*	-0.001 (-10.13)*	4.299 (26.26)*	-0.002 (-9.32)*	2.40e-07 (5.48)*

Notas: Los valores entre paréntesis representan el estadístico t para OLS y el estadístico z para GMM y el método de dos etapas de Heckman y donde (*) y (**) indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5 y 10 por ciento respectivamente.
Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.

Los resultados de las estimaciones son ciertamente complejos aunque destaca que la mayoría de los coeficientes son estadísticamente significativos. En general, se puede argumentar que, el coeficiente del ingreso, en los modelos lineales agregados, es negativo sugiriendo que conforme aumenta el ingreso disminuye la participación del gasto en electricidad que lo define como un bien necesario. Ello se asocia a la evolución del gasto entre los quintiles I y V. El comportamiento no lineal entre estos dos extremos se expresa en los coeficientes por quintiles y en los coeficientes de los modelos cuadráticos. Esto es, algunos de los coeficientes del ingreso, en los modelos lineales por quintiles, son positivos y los coeficientes del ingreso en los modelos cuadráticos son negativos en el ingreso y negativos en el cuadrado del ingreso sugiriendo la presencia de una relación en forma de U invertida. En todo caso, combinando la información de los modelos lineales y cuadráticos, resulta más creíble la presencia de un comportamiento cóncavo entre la participación del gasto en electricidad y el ingreso. Destaca además que las variables de control como número de habitaciones, número de electrodomésticos, edad del jefe de familia, que reflejan procesos de reasignación del gasto familiar, son estadísticamente significativas (Cuadro 4).

Cuadro 4.
VARIABLES DE CONTROL DE LAS ESTIMACIONES DE CURVAS DE ENGEL MEDIANTE GMM Y DOS ETAPAS DE HECKMAN PARA EL GASTO DE ELECTRICIDAD TOTAL Y POR QUINTILES

Variables de control	Lineal					Cuadrático						
	Total	Q _I	Q _{II}	Q _{III}	Q _{IV}	Q _V	Total	Q _I	Q _{II}	Q _{III}	Q _{IV}	Q _V
Modelos GMM con variables de control												
Número de habitaciones	0.1903 (4.83)*	-0.253 (-0.83)	0.261 (1.58)	-0.236 (-1.49)	0.261 (2.90)*	0.179 (2.97)*	0.2084 (5.30)*	0.531 (1.88)**	0.518 (3.61)*	0.094 (1.10)	0.433 (5.97)*	0.252 (4.49)*
Modelos dos etapas de Heckman												
Área	0.382 (5.90)*	0.584 (3.94)*	0.295 (2.15)*	0.276 (1.93)*	0.379 (2.46)*	0.312 (1.65)**	0.3821 (5.90)*	0.584 (3.94)*	0.295 (2.15)*	0.274 (1.93)*	0.376 (2.46)*	0.312 (1.65)**
Tipo de vivienda	0.127 (6.60)*	0.114 (2.64)*	0.108 (2.67)*	0.116 (2.90)*	0.116 (2.40)*	0.259 (4.90)*	0.1270 (6.60)*	0.114 (2.64)*	0.108 (2.67)*	0.116 (2.90)*	0.116 (2.40)*	0.260 (4.90)*
Número de habitaciones	0.142 (4.06)*	0.129 (1.49)	0.176 (2.08)*	0.074 (0.99)	0.119 (1.58)**	0.218 (2.66)*	0.1421 (4.06)*	0.129 (1.49)	0.176 (2.08)*	0.0743 (0.99)	0.120 (1.58)**	0.218 (2.66)*
Edad del jefe de familia	0.0018 (0.62)	0.007 (1.45)	-0.004 (-0.89)*	0.0013 (0.33)	-0.002 (-0.47)	0.0026 (0.56)	0.0018 (0.62)	0.007 (1.45)	-0.003 (-0.89)	0.0013 (0.33)	-0.0020 (-0.47)	0.0026 (0.56)
Número de electrodomésticos	0.3151 (18.00)*	0.462 (8.99)*	0.383 (8.66)*	0.404 (9.58)*	0.227 (6.42)*	0.191 (5.53)*	0.3151 (18.00)*	0.462 (8.99)*	0.383 (8.66)*	0.4044 (9.58)*	0.227 (6.42)*	0.1910 (5.53)*
Nivel de estudios del jefe de familia	-0.0525 (-0.11)	0.150 (1.30)	0.116 (-2.90)*	0.104 (0.82)	-0.076 (-0.77)	-0.078 (0.354)	-0.0525 (-0.11)	0.150 (1.30)	0.116 (0.89)	0.1045 (0.82)	-0.076 (-0.77)	-0.0785 (-0.93)

Notas: Los valores entre paréntesis representan el estadístico z para GMM y el método de dos etapas de Heckman y donde (*) y (**) indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5 y 10 por ciento respectivamente.
Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.

Las estimaciones con las metodologías de MCO, GMM con y sin variables de control y dos etapas de Heckman (1979) de las elasticidades precio e ingreso de la demanda de electricidad basadas en los modelos AIDS y QUAIDS se presentan en el Cuadro 5; asimismo, en el Cuadro 6 se presentan las variables de control donde el número de habitaciones, la cantidad de electrodomésticos y la edad del jefe de familia tienen un efecto positivo sobre la demanda de electricidad.

Los resultados muestran que la elasticidad ingreso de la demanda de electricidad es relativamente elevada, en promedio considerando el total de los hogares y las cuatro metodologías de estimación es de 0.74 tanto para AIDS como QUAIDS (Gráfica 8). Los resultados por grupos de ingresos muestran que la elasticidad ingreso disminuye conforme aumenta el ingreso, por ejemplo, con la metodología de GMM sin variables de control, pasa de 0.98 en el primer quintil de ingreso a 0.63 en el quintil más alto; este mismo comportamiento se observa con las metodologías GMM con variables de control y de Heckman en dos etapas. La elevada elasticidad ingreso de la demanda de electricidad en los primeros quintiles de ingreso es probablemente también

consecuencia de un intenso proceso de incorporación a la red eléctrica en los estratos de ingreso bajos (Cuadro 5 y Gráfica 9).

Por su parte, la elasticidad precio de la demanda de electricidad, considerando todos los hogares, es, en promedio, de -0.33 con los modelos AIDS y de -0.31 con los modelos QUAIDS (Gráfica 8). Las estimaciones econométricas por quintiles, realizadas incluyendo variables de control, muestran que la elasticidad precio de la demanda de electricidad son heterogéneos por estratos de ingreso. Esto es, en general, la elasticidad precio de la demanda es más alta, en términos absolutos, en los quintiles de más bajos ingresos y disminuye en los quintiles de más altos ingresos (Cuadro 5 y Gráfica 9).

Destaca que estos resultados son consistentes con las estimaciones para la demanda de electricidad para series de tiempo (Cuadro 1).

Cuadro 5.
Elasticidades ingreso y precio del gasto en electricidad total y por quintiles

	AIDS		QUAIDS	
	Elasticidad Ingreso	Elasticidad Precio	Elasticidad Ingreso	Elasticidad Precio
	$\eta_{ij}^x \equiv 1 + \frac{\beta_j}{w_{ij}}$	$\eta_{ij}^p \equiv -1 + \frac{\gamma_j}{w_{ij}}$	$\eta_{ij}^x \equiv 1 + \frac{\beta_j}{w_{ij}} + 2 \frac{\lambda_j}{w_{ij}} + \ln \left[\frac{X_i}{P} \right]$	$\eta_{ij}^p \equiv -1 + \frac{\gamma_j}{w_{ij}}$
Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS)				
Total	0.776	-0.251	0.851	-0.240
Q_I	0.752	-0.892	0.773	0.421
Q_{II}	0.801	-0.526	0.771	-0.007
Q_{III}	0.914	-0.663	0.928	-0.440
Q_{IV}	0.741	-0.419	0.769	0.062
Q_V	0.585	-0.152	0.583	-0.100
Método General de Momentos (GMM) sin variables de control				
Total	0.777	-0.320	0.768	-0.379
Q_I	0.980	-0.767	0.989	-0.714
Q_{II}	0.880	-0.637	0.896	-0.421
Q_{III}	0.738	-0.469	0.894	-0.404
Q_{IV}	0.716	-0.383	0.675	-0.262
Q_V	0.627	-0.177	0.586	-0.121
Método General de Momentos (GMM) con variables de control				
Total	0.702	-0.338	0.642	-0.312
Q_I	0.830	-0.667	0.773	-0.592
Q_{II}	0.798	-0.544	0.618	-0.319
Q_{III}	0.721	-0.532	0.591	-0.283
Q_{IV}	0.573	-0.362	0.561	-0.258
Q_V	0.510	-0.202	0.430	-0.225
Método de dos Etapas de Heckman				
Total	0.728	-0.398	0.720	-0.325
Q_I	0.813	-0.710	0.911	-0.776
Q_{II}	0.808	-0.550	0.861	-0.603
Q_{III}	0.800	-0.509	0.866	-0.333
Q_{IV}	0.748	-0.424	0.851	-0.169
Q_V	0.642	-0.246	0.613	-0.153

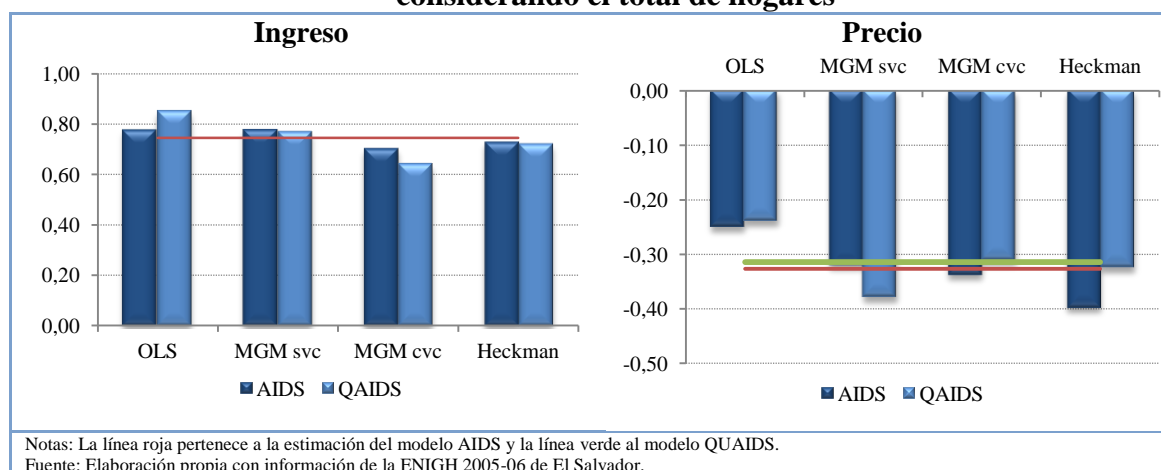
Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.

Cuadro 6.
VARIABLES DE CONTROL DE LOS MODELOS POR LOS MÉTODOS GMM Y DOS ETAPAS DE HECKMAN PARA EL GASTO DE ELECTRICIDAD TOTAL Y POR QUINTILES

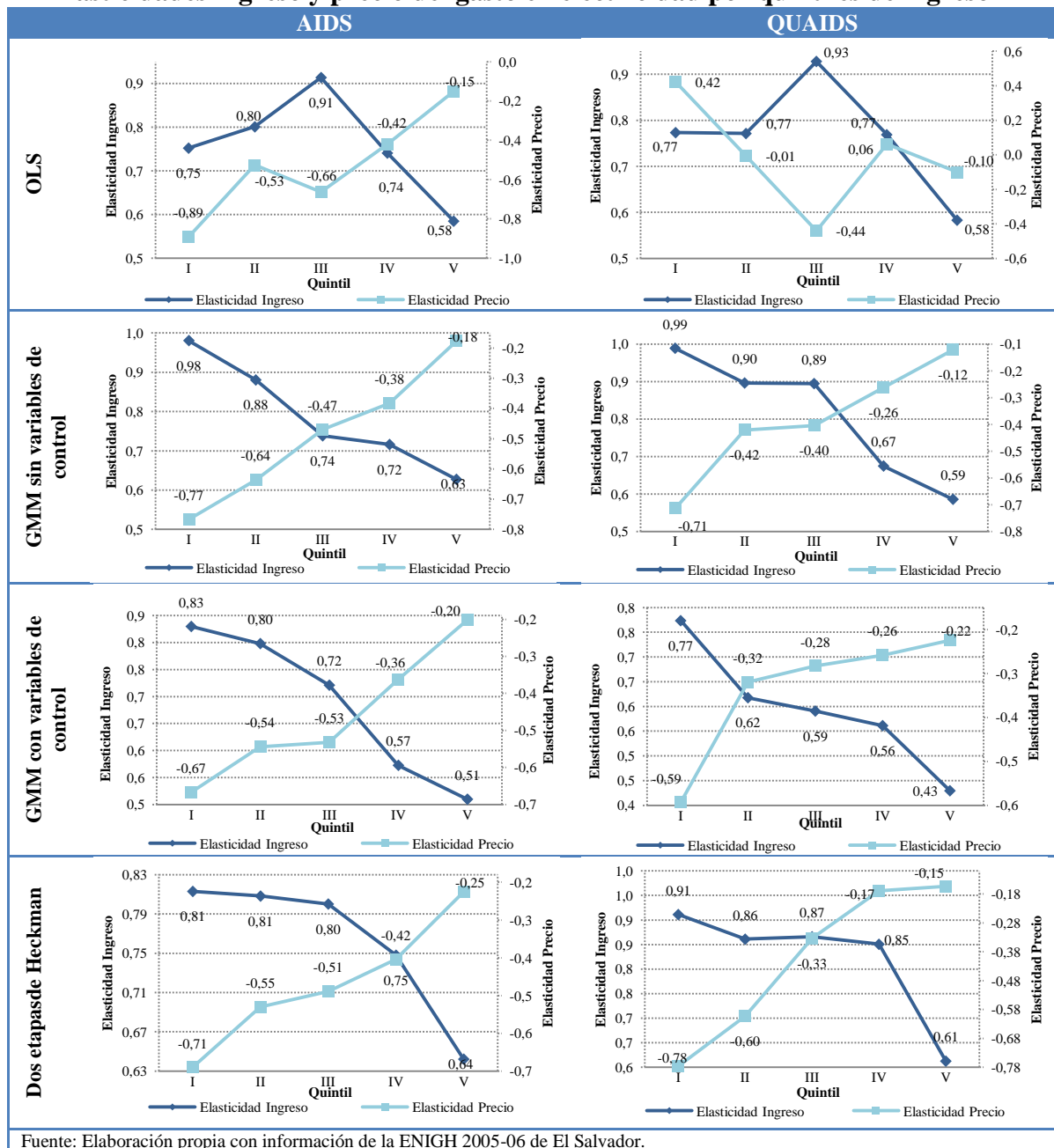
Variables de control	AIDS						QUAIDS					
	Total	Q _I	Q _{II}	Q _{III}	Q _{IV}	Q _V	Total	Q _I	Q _{II}	Q _{III}	Q _{IV}	Q _V
Modelos GMM con variables de control												
Edad del jefe de familia	0.015 (5.24)*	0.029 (2.70)*	0.013 (1.49)	0.010 (1.50)*	0.016 (3.06)*	0.017 (4.59)*	0.013 (4.80)*	0.031 (2.66)*	0.009 (1.19)	0.023 (3.72)*	0.0135 (1.75)**	
Zona geográfica	-0.006 (-6.43)*	-0.005 (-1.49)	-0.009 (-4.15)*	-0.005 (-2.56)*	-0.007 (-3.91)*	-0.004 (-2.00)*	-0.007 (-7.55)*	-0.004 (-1.27)			-0.006 (-3.5)*	
Habitaciones en el hogar	0.252 (4.84)*			0.171 (2.22)*	0.289 (4.17)*	0.147 (2.74)*	0.324 (10.06)*		0.608 (5.94)*		0.260 (3.64)*	
Número de electrodomésticos				0.290 (5.87)*	0.174 (4.60)*	0.081 (3.58)*				0.399 (1.85)*	0.164 (4.31)*	0.141 (5.66)*
Trabaja el jefe de familia			0.002 (0.01)							0.300 (0.25)	0.344 (1.52)	
Alumbrado público	-1.023 (-8.27)*						-1.041 (-7.18)*				-0.948 (-2.83)*	
Nivel educativo del jefe de familia									0.490 (0.40)		0.192 (1.89)*	
Sexo del jefe de familia											-0.171 (-0.97)	-0.201 (-1.56)
Tipo de vivienda				-0.083 (-2.56)*								
Área									0.608 (5.94)*			
Modelos dos etapas de heckman												
Trabaja el jefe de familia	0.027 (2.45)*	0.097 (2.52)*						0.007 (0.10)	-0.198 (-0.71)	0.281 (3.99)*	0.183 (2.42)*	
Número de electrodomésticos	0.392 (11.4)*			0.390 (6.46)*	0.219 (3.03)*	0.238 (3.95)*	0.337 (24.6)*					
Tipo de vivienda			0.180 (2.89)*	0.094 (1.71)**	0.132 (2.22)*	0.241 (3.06)*						0.339 (4.14)*
Número de habitantes			0.076 (1.62)**	0.037 (0.77)	0.126 (2.49)*			0.031 (2.19)*				
Habitaciones en el hogar	0.234 (3.54)*			0.155 (1.25)		0.346 (3.41)*						
Sexo del jefe de familia	-0.182 (-1.79)**			0.126 (-0.6)								
Edad del jefe de familia	0.006 (1.89)**			0.010 (1.94)**								
Area	0.145 (1.34)*											
Zona geográfica				-0.002 (-0.82)								
Nivel educativo del jefe de familia				0.262 (1.65)**								

Notas: Los valores entre paréntesis representan el estadístico z para GMM y el método de dos etapas de Heckman y donde (*) y (**) indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5 y 10 por ciento respectivamente.
Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.

Gráfica 8.
Elasticidades ingreso y precio del gasto en electricidad considerando el total de hogares



Gráfica 9.
Elasticidades ingreso y precio del gasto en electricidad por quintiles de ingreso

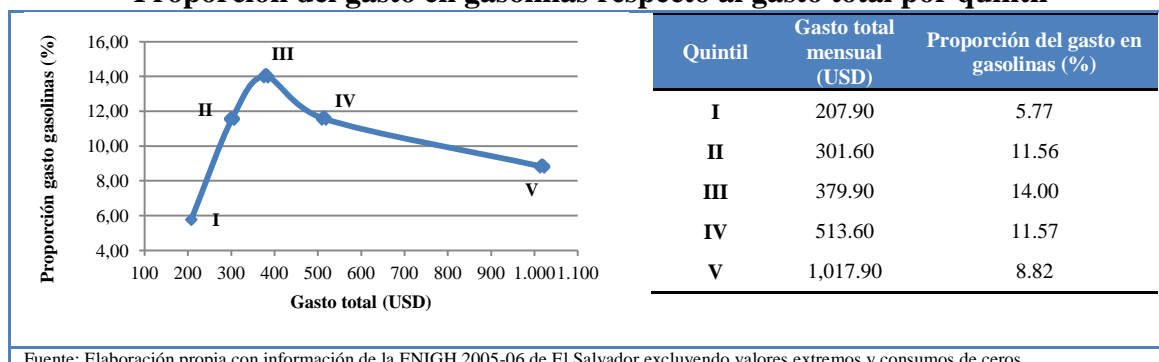


2. Consumo de gasolinas

La trayectoria de la estructura del consumo de gasolina, excluyendo valores extremos y consumo de cero, se sintetiza en la Gráfica 10 donde se observa que en general la proporción en el gasto en gasolinas en el gasto total por estratos de ingreso aumenta entre el primer quintil y el quintil III pero que entre el quintil III y el quintil V se reduce paulatinamente. Destaca además que dada la escasa participación del consumo de gasolinas en los quintiles más bajos, deben tomarse con precaución las inferencias con esta información.

Gráfica10.

Proporción del gasto en gasolinas respecto al gasto total por quintil



Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador excluyendo valores extremos y consumos de ceros.

Las curvas de gasto de Engel para el consumo de gasolinas estimadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS) y por el Método General de Momentos (GMM) con y sin variables de control y de dos etapas de Heckman se reportan en el Cuadro 7.

Cuadro 7.
Estimaciones de las curvas de Engel para el gasto en gasolinas total y por quintiles

$$w_i = \alpha + \beta_1 G_i + \beta_2 G_i^2 + \varepsilon_i$$

	Modelo lineal		Modelo cuadrático		
	α	β_1	α	β_1	β_2
Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS)					
w_i	8.503 (20.83)*	-0.001 (-5.06)*	9.413 (14.70)*	-0.003 (-3.51)*	3.28e-07 (1.84)**
w_{qIII}	9.134 (4.01)*	-0.003 (-0.87)	8.754 (1.73)**	-0.002 (-0.14)	-7.40e-07 (-0.08)
w_{qIV}	12.22 (7.91)*	-0.006 (-2.81)*	18.001 (5.44)*	-0.021 (-2.61)*	8.55e-06 (1.97)
w_{qV}	7.721 (-3.45)*	-0.0009 (15.70)*	7.971 (9.44)*	-0.0012 (-1.46)	6.82e-08 (0.36)
Método General de Momentos (GMM) sin variables de control					
w_i	5.482 (4.79)*	0.0009 (1.06)	0.809 (0.25)	0.008 (1.95)*	-1.81e-06 (-2.01)*
w_{qIII}	10.891 (3.60)*	-0.005 (-1.17)	4.297 (0.21)	0.019 (0.26)	-0.00002 (-0.34)
w_{qIV}	8.949 (4.82)*	-0.002 (-1.05)	5.269 (0.71)	0.0057 (0.30)	-3.74e-06 (-0.35)
w_{qV}	4.835 (4.00)*	0.0008 (1.05)	5.043 (2.26)*	0.0016 (0.71)	-4.88e-07 (-1.09)
Método General de Momentos (GMM) con variables de control					
w_i	6.202 (6.73)*	-0.00006 (-0.06)	4.191 (2.16)*	0.002 (1.06)	-8.21e-07 (-1.44)*
w_{qIII}	11.427 (3.59)*	-0.0053 (-1.19)	-2.680 (-0.13)	0.046 (0.62)	-0.00004 (-0.71)
w_{qIV}	7.321 (3.62)*	-0.0001 (-0.06)	5.516 (0.64)	0.00391 (0.19)	-2.11e-06 (-0.18)
w_{qV}	5.822 (5.51)*	-0.0013 (-1.46)	5.446 (2.76)*	-0.0009 (-0.41)	-7.72e-08 (-0.19)
Método de dos etapas de Heckman					
w_i	9.099 (13.86)*	-0.0012 (-3.95)*	9.824 (10.80)*	-0.0022 (-2.53)*	2.22e-07 (1.15)
w_{qIII}	11.209 (2.84)*	-0.0059 (-0.98)	-10.076 (-0.89)	0.0073 (1.82)**	-0.00006 (-1.99)*
w_{qIV}	9.217 (4.94)*	-0.002 (-1.22)	14.542 (3.36)*	-0.017 (-1.58)*	8.83e-06 (1.36)
w_{qV}	9.655 (11.85)*	-0.0012 (-3.49)*	10.128 (8.45)*	-0.0017 (-1.71)*	1.10e-07 (0.53)

Notas: Los valores entre paréntesis representan el estadístico t para OLS y el estadístico z para GMM y el método de dos etapas de Heckman y donde (*) y (**) indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5 y 10 por ciento respectivamente.

Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.

Las variables de control más significativas y con efectos positivos son el número de automóviles y motos con que cuenta el hogar y el gasto en transporte público (ver Cuadro 8)¹⁰. Las estimaciones econométricas muestran que los coeficientes de las variables de ingreso son estadísticamente significativos, esto es, que las proporciones de gasto están relacionadas con el ingreso y su término al cuadrado de los hogares. En general, los coeficientes ingreso lineales o cuadráticos tienen signos diferentes dependiendo del método de estimación, ilustrando el alto nivel de incertidumbre que persiste en los resultados. No obstante, destaca, en las estimaciones lineales, la presencia de un coeficiente positivo indicando que la proporción del gasto en gasolinas aumenta conforme se eleva el ingreso. Los coeficientes del término cuadrático por grupos de ingreso con las estimaciones de GMM, con y sin variables de control, son negativos.

Cuadro 8.
Variables de control de las estimaciones de curvas de Engel mediante GMM y dos etapas de Heckman para el gasto de gasolinas total y por quintiles

Variables de control	Lineal				Cuadrático			
	Total	Q _{III}	Q _{IV}	Q _V	Total	Q _{III}	Q _{IV}	Q _V
Modelos GMM con variables de control								
Número de vehículos	0.394 (0.52)	-0.147 (-0.10)	-1.065 (-0.94)	2.107 (2.81)*	0.529 (0.85)	-0.3360 (-0.25)	-1.048 (-0.80)	2.0317 (3.39)*
Gasto en transporte público	0.005 (0.49)	-0.0219 (-0.49)	-0.052 (1.62)*	0.0056 (0.52)	0.007 (0.60)	-0.0183 (-0.37)	0.057 (1.76)*	0.0058 (0.53)
Modelos dos etapas de Heckman								
Número de vehículos	2.283 (30.67)*	2.6254 (9.25)*	2.384 (14.46)*	1.881 (19.74)*	2.283 (30.67)*	2.6254 (9.25)*	2.384 (14.46)*	1.881 (19.74)*
Gasto en transporte público	0.00144 (0.87)	0.0024 (0.43)	0.0014 (0.36)	0.00061 (0.28)	0.00144 (0.87)	0.0025 (0.43)	0.0013 (0.36)	0.0006 (0.28)

Notas: Los valores entre paréntesis representan el estadístico z para GMM y el método de dos etapas de Heckman y donde (*) y (**) indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5 y 10 por ciento respectivamente.
Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.

Las estimaciones de las elasticidades ingreso y precio de la demanda de gasolinas, incluyendo variables de control mediante los métodos de OLS, GMM, con y sin variables de control, y en dos etapas de Heckman de los modelo tipo AIDS y QUAIDS, se sintetizan en el Cuadro 9 y en la Gráfica 11. Estos resultados indican que el valor de la elasticidad ingreso del total de los hogares es de 0.73 y 0.64, en promedio, para los modelos AIDS y QUAIDS, respectivamente. En el modelo GMM con variables de control se obtiene una elasticidad ingreso de 0.85.

Destaca además, que las variables de control sugeridas por la literatura (Sonensson, 2001; Storchmann 2005; Yat y No, 2001; Nicol, 2003; Schmalensee y Stocker, 1999) tienen un peso importante en la estimación de los resultados, tales como el número de automóviles, el gasto en transporte público y el área geográfica donde se ubica el hogar (Cuadro 10).

Asimismo, los resultados de las estimaciones de las diferentes metodologías de la elasticidad ingreso de la demanda de gasolinas son heterogéneas por estratos de ingreso (Cuadro 9 y Gráfica 12). Esto es, la elasticidad ingreso es mayor en el quintil III y paulatinamente disminuye en los quintiles de mayores ingresos. Ello sugiere que la migración del transporte público al privado se ubica entre el quintil II y IV. Cabe señalar que el consumo de gasolinas por quintil es muy desigual entre grupos de

¹⁰ Para el caso del consumo de gasolinas se estimaron únicamente el total y los quintiles III, IV y V debido a que no existe información suficiente en los dos primeros quintiles de ingreso.

ingresos y en los primeros dos quintiles son muy pocos los hogares que la consumen, lo que dificulta y en ocasiones no permite la estimación de modelos econométricos.

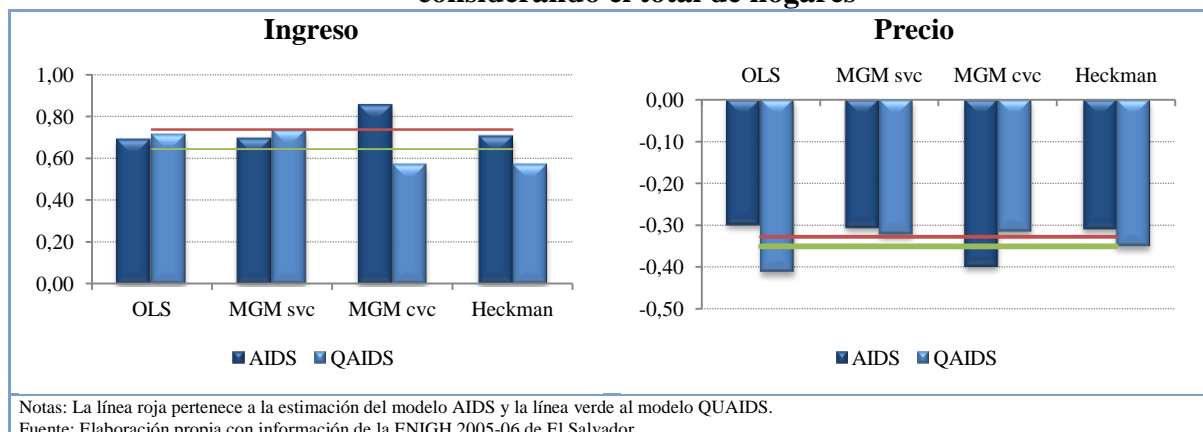
Cuadro 9.
Elasticidades ingreso y precio del gasto en gasolina total y por quintiles

	AIDS		QUAIDS	
	Elasticidad Ingreso	Elasticidad Precio	Elasticidad Ingreso	Elasticidad Precio
	$\eta_{ij}^x \equiv 1 + \frac{\beta_j}{w_{ij}}$	$\eta_{ij}^p \equiv -1 + \frac{Y_j}{w_{ij}}$	$\eta_{ij}^x \equiv 1 + \frac{\beta_j}{w_{ij}} + 2 \frac{\lambda_j}{w_{ij}} + \ln \left[\frac{X_i}{P} \right]$	$\eta_{ij}^p \equiv -1 + \frac{Y_j}{w_{ij}}$
Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS)				
Total	0.691	-0.299	0.709	-0.412
Q_{III}	0.680	-0.328	0.593	0.766
Q_{IV}	0.430	0.048	0.458	-0.456
Q_V	0.760	-0.393	0.847	-0.876
Método General de Momentos (GMM) sin variables de control				
Total	0.696	-0.306	0.731	-0.323
Q_{III}	0.754	-0.433	0.721	-0.549
Q_{IV}	0.615	-0.236	0.719	-0.490
Q_V	0.540	-0.041	0.717	-0.039
Método General de Momentos (GMM) con variables de control				
Total	0.856	-0.398	0.569	-0.316
Q_{III}	0.764	-0.416	0.511	-0.318
Q_{IV}	0.663	-0.341	0.397	-0.306
Q_V	0.552	-0.198	0.347	-0.231
Método de dos Etapas de Heckman				
Total	0.706	-0.309	0.736	-0.351
Q_{III}	0.751	-0.438	0.678	-0.302
Q_{IV}	0.656	-0.319	0.662	-0.209
Q_V	0.644	-0.158	0.662	-0.190

Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.

La elasticidad precio estimada se encuentra en -0.32 en promedio para los modelos AIDS y -0.35 para los QUAIDS (Gráfica 11). Por su parte, la elasticidad precio de la demanda es mayor, en términos absolutos, en el Quintil III y disminuye paulatinamente con los otros dos grupos de ingreso. Ello sugiere que la demanda de gasolina para los estratos de ingresos más altos es, esencialmente, inelástica de modo que sus patrones de movilidad son más difíciles de modificar a través de señales de precios. Destaca que estos resultados son consistentes con las estimaciones para la demanda de gasolinas para series de tiempo (Cuadro 1).

Gráfica 11.
Elasticidades ingreso y precio del gasto en gasolina considerando el total de hogares



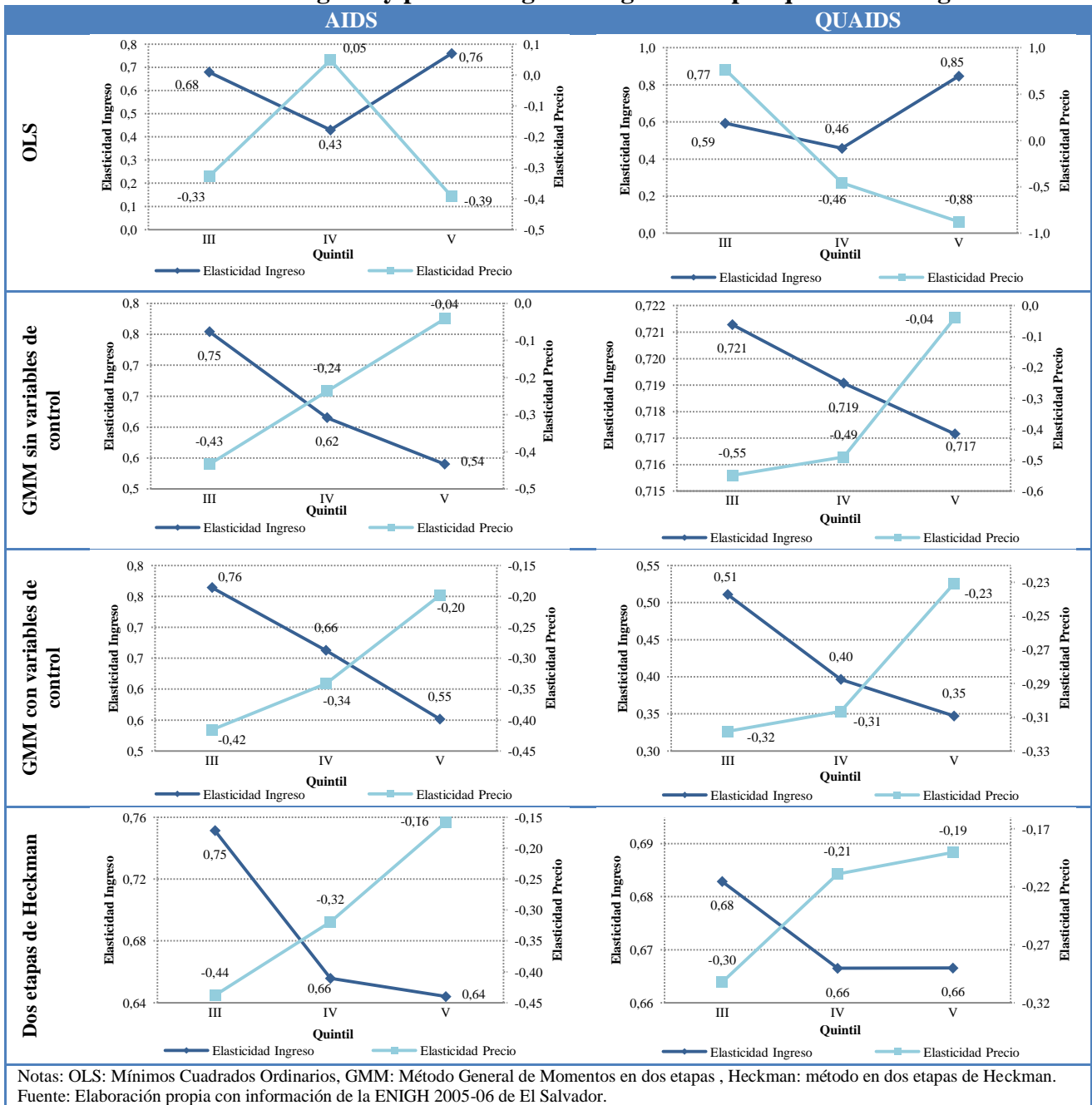
Notas: La línea roja pertenece a la estimación del modelo AIDS y la línea verde al modelo QUAIDS.

Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.

Cuadro 10.
VARIABLES DE CONTROL DE LOS MODELOS POR LOS MÉTODOS GMM Y
DOS ETAPAS DE HECKMAN PARA EL GASTO EN GASOLINAS TOTAL Y POR QUINTILES

Variables de control	AIDS				QUAIDS			
	Total	Q _{III}	Q _{IV}	Q _V	Total	Q _{III}	Q _{IV}	Q _V
Modelos GMM con variables de control								
Número de vehículos y motos	0.356 (0.60)		-0.636 (-0.51)	1.284 (2.11)*	0.762 (1.60)**	2.144 (1.21)*	-0.280 (-0.03)	1.289 (2.53)*
Área	1.037 (1.18)				2.000 (2.19)*	-4.012 (-2.89)*	0.338 (0.21)	2.048 (2.65)*
Nivel de estudios del jefe de familia		1.856 (2.11)*	-0.291 (-0.50)	0.846 (2.59)*				
Escribe el jefe de familia		-4.949 (-1.94)**	2.971 (1.55)					
Sexo del jefe de familia	1.402 (2.59)*				1.185 (2.16)*			
Trabaja el jefe de familia					1.698 (2.84)*			
Edad del jefe de familia	-0.023 (1.25)							
Modelos dos etapas de Heckman								
Número de vehículos y motos	2.094 (13.2)*	3.344 (9.46)*	2.548 (7.19)*	1.526 (8.29)*	0.533 (2.06)*	3.310 (7.23)*		0.660 (1.57)
Área	0.399 (3.20)*				0.481 (2.59)*	0.373 (2.24)*		0.681 (2.07)*
Tipo de vivienda	0.080 (1.90)**	0.613 (2.38)*			0.047 (1.66)**			
Sexo del jefe de familia		0.713 (1.81)*	-0.735 (-4.33)*	0.304 (2.22)*				
Gasto en transporte público			-0.008 (-1.17)			-0.043 (-1.29)		-0.004 (-1.19)
Número de habitantes en el hogar	0.107 (2.91)*			0.096 (0.64)		-0.044 (-0.78)		
Edad del jefe de familia			-0.027 (-6.92)*			-0.032 (-3.78)*		
Nivel de estudios del jefe de familia				0.203 (2.99)*				0.392 (2.92)*
Zona geográfica				-0.005 (-2.33)*				
Escribe el jefe de familia						-0.897 (-3.82)*		
Trabaja el jefe de familia							-0.378 (-6.73)*	
Notas: Los valores entre paréntesis representan el estadístico z para GMM y el método de dos etapas de Heckman y donde (*) y (**) indica rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significancia del 5 y 10 por ciento respectivamente. Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.								

Gráfica 12.
Elasticidades ingreso y precio del gasto en gasolinas por quintiles de ingreso



III. Consideraciones finales y recomendaciones

La evidencia presentada en esta investigación, con base en la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2005-06 de El Salvador, permite identificar diversos comportamientos de gasto de los hogares en electricidad y gasolinas. El gasto en alimentos y bebidas no alcohólicas representa en el total de gasto de los hogares alrededor del 21.7% con una participación heterogénea por niveles de ingreso. Esto es, la participación disminuye conforme aumenta el ingreso, de conformidad con la conocida ley de Engel. Asimismo, la participación en el rubro de muebles, equipamiento del hogar y reparación ordinaria del hogar representa el 6.5% del total de gasto; servicios en

vivienda y agua es alrededor del 22%; gasto en educación y gasto en salud 2.8 y 4.4% respectivamente.

Estas estructuras de gasto muestran también diferencias por estratos de ingreso en donde destaca que el gasto en salud y educación aumenta conforme se incrementa el ingreso. La participación del gasto en electricidad, en transporte y gasolinas en el gasto total fue de, aproximadamente, 3%, 12% y 10% respectivamente. Asimismo, la participación de estos rubros es heterogénea por estratos de ingreso excluyendo valores extremos y consumos de cero. Esto es, la proporción del gasto destinada al consumo de energía eléctrica con respecto al total de gasto es relativamente similar en los primeros cuatro quintiles de ingreso y disminuye en el quintil V, excluyendo valores extremos y consumos de cero. Por su parte, la participación del gasto en gasolinas, excluyendo valores extremos y consumos de cero, es también heterogénea con un comportamiento en forma de U invertida con un comportamiento significativo a partir del quintil III. Ello ilustra la presencia de consumos segmentados que sugiere el uso de modos de transporte diferenciados por quintiles de ingreso; de modo que los estratos de ingresos bajos y medios utilizan con mayor frecuencia el transporte público mientras que los quintiles más altos utilizan mayormente el automóvil.

La evidencia presentada en este trabajo indica que la demanda de electricidad y de gasolinas puede modelarse como función de un conjunto de factores económicos, sociales y demográficos aunque con una heterogeneidad y particularidades importantes por grupos de ingreso. Las curvas de Engel muestran que la proporción del consumo de electricidad y de gasolinas tiene un comportamiento no lineal. Esto es, existe evidencia que sugiere una trayectoria no lineal donde la respuesta de la participación del gasto en electricidad aumenta inicialmente para, posteriormente, disminuir paulatinamente a partir de cierto nivel de ingreso y en gasolinas aumenta con el ingreso.

Las estimaciones econométricas con las metodologías OLS, GMM con y sin variables de control y en dos etapas de Heckman (1979), de los modelos AIDS y QUAIDS para el gasto en electricidad, muestran que las elasticidades ingreso se ubican entre 0.64 y 0.85 y en el caso de la elasticidad precio entre -0.24 y -0.39 dependiendo del modelo y el método de estimación utilizado. Esto indica que la electricidad es un bien necesario con una demanda inelástica. Destaca además que estas elasticidades ingreso y precio son diferentes por estratos de ingreso. Esto es, las elasticidades ingreso y precio de la demanda de electricidad son más elevadas, en términos absolutos, en los estratos de ingresos bajos que en los quintiles superiores. Asimismo, se observa que las variables de control como el número de habitaciones, electrodomésticos, número de habitaciones con que cuenta el hogar y escolaridad del jefe de familia tiene un efecto positivo en el consumo de electricidad.

Las estimaciones de las elasticidades ingreso de la demanda de gasolinas se ubican en un rango de 0.56 y 0.85 para los modelos AIDS y QUAIDS por los distintos métodos de estimación. Asimismo, las estimaciones de las elasticidades precio de la demanda de gasolinas son negativas, con magnitudes entre -0.29 y -0.41 e incluso los coeficientes no resultan estadísticamente significativos en algunos casos en los últimos dos quintiles de ingreso. Ello sugiere la intensa dependencia del automóvil privado en los grupos de ingresos más elevados. Las elasticidades ingreso y precio son distintas por niveles de ingresos. Esto es, los hogares más pobres tienen una mayor elasticidad de los ingresos de la demanda de gasolina que disminuye con el incremento del ingreso. Del mismo modo,

las elasticidades precio son generalmente mayores para los hogares más pobres, probablemente debido a las restricciones presupuestarias más estrictas. Para los hogares más ricos, la respuesta a los cambios en los precios tiende a desvanecerse. Todo ello muestra la relevancia de identificar las consecuencias por niveles de ingreso de distintas estrategias y muestra la alta dependencia de estas elasticidades a un estilo de desarrollo.

Las estimaciones de las demandas de electricidad y gasolinas, con base en series de tiempo, confirman este conjunto de resultados.

Bibliografía

- Agostini, C., M.C. Plottier y E.H. Saavedra (2012), “Demanda residencial de energía eléctrica en Chile”, *Economía Chilena*, 15(3), Diciembre, Banco Central de Chile.
- Akinboade, O.A., E. Ziramba y W. Kumo (2008), “The demand for gasoline in South Africa, An empirical analysis using co-integration techniques”, *Energy Economics*.
- Alderman, H. (1986), “The effect of food price and income changes on the acquisition of food by low income households”, International Food Policy Research Institute, Washington D.C, USA.
- Asafu-Adjaye, J. (2000), “The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: Time series evidence from Asian developing countries”, *Energy Economics*, 22, pp. 615-625.
- Atkinson, A.B., J. Gomulka y N.H. Stern (1990), “Spending on alcohol: Evidence from the Family Expenditure Survey 1970-1983”, *Economic Journal*, 100(402), pp. 808–827.
- Baker, P., R. Blundell y J. Micklewright (1989), “Modelling household energy expenditures using micro-data”, *Economic Journal*, 99(397), pp. 720–738.
- Bandivadekar, A., L. Cheah, C. Evans, T. Groode, J. Heywood, E. Kasseris, M.Kromerb y M. Weiss (2008), “Reducing the fuel use and Greenhouse Gas Emissions of the use of vehicle fleet”, *Energy Policy*, 36(7), pp. 2754-2760.
- Banks, J., R. Blundell y A. Lewbel (1997), “Quadratic Engel curves and consumer demand”, *Review of Economics and Statistics*, 79(4), pp. 527-539.
- Barnes, R. y R. Gillingham (1984), “Demographic effects in demand analysis: Estimation of the Quadratic Expenditure System using microdata”, *The Review of Economics and Statistics*, 66(4), Noviembre, pp. 591–601.
- Barten, A.P. (1968), “Estimating Demand Equations” *Econometrica*, 36(2), Abril, pp. 213–251.
- Berndt, E.R. y R. Samaniego (1984), “Residential electricity demand in Mexico: A model distinguishing access from consumption”, *Land Economics*, 60(3), Agosto, pp. 268-277.
- Bierens, H.J. y H.A. Pott-Buter (1990), “Specification of household Engel curves by nonparametric regression”, *Econometric Reviews*, 9(2), pp. 123-184.
- Blundell, R.W. (1988), “Consumer behavior: Theory and empirical evidence”, *Economic Journal*, 98, pp. 16-65.
- Blundell, R.W., P. Pashardes y G. Weber (1993), “What do we learn about consumer demand patterns from Micro-Data?”, *American Economic Review*, 83, pp. 570-597.
- Blundell, R.W. e I. Preston (1998), “Consumption inequality and income uncertainty”, *Quarterly Journal of Economics*, 113, pp. 603-640.
- Blundell, R., X. Chen y D. Kristensen (2007), “Semi-nonparametric IV estimation of shape-invariant Engel curves”, *Econometrica*, 75(6), Noviembre, pp. 1613–1669.
- Brown, A. y A. Deaton (1972), “Surveys in applied economics - Models of consumer behavior”, *Economic Journal*, 82(328), pp. 1145-1236.
- Calthrop, E. y S. Proost (1998) “Road transport externalities. Interaction between theory and empirical research”, *Environmental and Resource Economics*, 11 (3-4), 335-348.

- Carrasco, M., J.P. Florens y E. Renault (2007), “Linear inverse problems in structural econometrics estimation based on spectral decomposition and regularization” in *The Handbook of Econometrics*, 6, J.J. Heckman y E.E. Leamer (eds), North-Holland, Amsterdam.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2011a), *Centroamérica: Estadísticas del subsector eléctrico, 2010*, Sede Subregional en México.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2011b), *Centroamérica: Estadísticas de hidrocarburos, 2010*, Sede Subregional en México.
- Chai, A. y A. Moneta (2010), “Retrospectives. Engel curves”, *Journal of Economic Perspectives*, 24(1), winter, pp. 225–240
- Christodoulakis, N.M., S.C. Kalyvinis, D.P. Lalas y S. Pesmajoglou (2000), “Forecasting energy consumption and energy related CO₂ emissions in Greece: An evaluation of the consequences of the community support framework II and natural gas penetration”, *Energy Economics*, 22(4), pp. 395-422.
- Clements, K.W. y S. Selvanathan (1994), “Understanding consumption patterns”, *Empirical Economics* 19(1), Marzo, pp. 69–110.
- Clerc, M. y V. Marcus (2009), “Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages”, *Document de Travail G2009/08*, Direction des Études et Synthèses Économiques, Institut National de la Statistique et des Études Économiques, France.
- CNE (Consejo Nacional de Energía) (2013), *Rendición de Cuentas: Junio 2012 – Mayo 2013*, San Salvador, El Salvador.
- Dahl, C.A. (1993). “A survey of energy demand elasticities in support of the development of the NEMS”, *US Department of Energy*, Octubre, United States of America.
- Dahl, C.A. (2012), “Measuring global gasoline and diesel price and income elasticities”, *Energy Policy*, 41, pp. 2-13.
- Davidson, J.E.H., D.F. Hendry, F. Srba y S. Yeo (1978), “Econometric modeling of the aggregate time series relationship between consumer’s expenditure and income in the United Kingdom”, *Economic Journal*, 88, pp. 661-692.
- Deaton, A. (1997), *The analysis of household surveys: A microeconomic approach to development policy*, World Bank Research Publications, Johns Hopkins Press, Baltimore, MD.
- Deaton, A. y F. Grimard (1992), “Demand analysis for tax reform in Pakistan”, *LSMS Paper*, 85, The World Bank, Washington, DC.
- Deaton, A. y J. Muellbauer (1980), “An almost ideal demand system”, *American Economic Review*, 70(3), pp. 312-326.
- Deaton, A. y J. Muellbauer (1986), “On measuring child costs in poor countries”, *Journal of Political Economy*, 94(4), pp. 720-744.
- Deaton, A., K. Parikh y S. Subramaniam (1994), “Food demand patterns and pricing policy in Maharashtra: An analysis of household level data”, *Sarvekshana*, 17, pp. 11-34.
- Del Oro, C.P., J.M. Riobóo y M. Rodríguez (2000), “Estimación de curvas de Engel: Un enfoque no paramétrico y su aplicación al caso gallego”, *Estudios de Economía Aplicada*, 16, pp. 37-61.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981), “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”, *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.

- Engel, E. (1857), "Die produktions-und consumptions verhältnisse des königreschssachsen", *Bulletin de Institut International de Statistique*, 9, pp. 1-54.
- Engel, J. y A. Kneip (1996), "Recent approaches to estimating Engel curves", *Journal of Economics*, 63(2), pp. 187-212.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Fan, S. y R. Hyndman (2011), "The price elasticity of electricity demand in South Australia", *Energy Policy*, 39, pp. 3709-3719.
- Fan, S., E.J. Wailes y G.L. Cramer (1995), "Household demand in rural China: A Two-Stage LES-AIDS Model", *American Journal of Agricultural Economics*, 77, Febrero, pp. 847-858.
- Fell, H., S. Li y A. Paul (2012), "A new look at residential electricity demand using household expenditure data", *Working Paper 2012-4*, Division of Economics and Business, Colorado School of Mines.
- Fernández, L. (2006), "Análisis microeconómico de la demanda eléctrica residencial de corto plazo en España", *Documento de trabajo*, Universidad de Barcelona.
- Fisher, F.M. y C. Kaysen (1962), *A Study in econometrics: The demand for electricity in the U.S.*, North Holland Publishing Company, Amsterdam.
- Galindo L.M., R. Heres y L. Sánchez (2006), "El tráfico inducido en México: Contribuciones al debate e implicaciones de política pública", *Estudios Demográficos y Urbanos*, 21(1), pp. 123-157.
- Goodwin, P.B. (1992), "A review of new demand elasticities with special reference to short and long run effects on price changes", *Journal of Transport Economics and Policy*, 25(2), pp. 155-169.
- Goodwin, P.B. (1996), "Empirical evidence on induced traffic: A review and synthesis", *Transportation*, 23, pp. 35-54.
- Granger, C.W.J. y A.A. Weiss (1983), "Time series analysis of error correction models" en S. Karlin, *et al.* (eds.), *Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Analysis*, New York Academic Press, pp. 225-278.
- Green, R. y J.M. Alston (1991), "Elasticities in AIDS models: A clarification and extension", *American Journal of Agricultural Economics*, 73(3), Agosto, pp. 874-875.
- Greene, W.H. (1999), *Análisis Económico*, 3ª edición, Pearson Education, España.
- Gujarati, D.N. y D.C. Porter (2010), *Econometría*, 5ª edición, McGraw-Hill, México.
- Hartman R.S. y A. Werth (1979), "Short-run residential demand for fuels: A disaggregated approach", *Documento de Trabajo*, MIT-EL 79-018WP.
- Heckman, J.J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, pp. 153-161.
- Hoffmann, R. y A.L. Kassouf (2005), "Deriving conditional and unconditional marginal effects in log earnings equations estimated by Heckman's procedure", *Applied Economics*, 37(11), Londres, Junio, pp. 1303-1311.
- Houthakker, H.S. (1957), "Engel's law" en *The New Palgrave Dictionary of Economics*, J. Eatwell, M. Milgate y P. Newman (eds.), 2. McMillan, London, pp. 143-144.
- Houthakker H.S., P.K. Verleger y D.P. Sheenan (1974), "Dynamic demand analyses for gasoline and residential electricity", *American Journal of Agricultural Economics*, 56, Mayo, pp. 412-418.
- Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.

- Johansen, S. (1992), "Determination of the cointegration rank in the presence of a linear trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 383-397.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood Based Inference on Cointegration in the Vector Autoregressive Model*, Oxford University Press, Oxford.
- Johnston, J. y J. Dinardo (2001), *Métodos de Econometría*, Ediciones Vicens Vives, España.
- Jorgenson, D.W. (1998), *Growth. Energy: The Environment and Economic Growth*, vol. 2, MIT Press.
- Kalwij, A., R. Alessie y P. Fontein (1998), "Household commodity demand and demographics in the Netherlands: A microeconomic analysis." *Journal of Population Economics*, 11(4), pp. 551-577.
- Kim, Y.D., H.O. Han y Y.S. Moon (2011), "The empirical effects of a gasoline tax on CO₂ emissions reductions from transportation sector in Korea", *Energy Policy*, 39, pp. 981-989.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt e Y. Shin (1992), "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 1, pp. 159-178.
- Lam, J. C. (1996), "An analysis of residential sector energy use in Hong Kong", *Energy*, 21(1), pp. 1-8
- Leser, C.E.V. (1963), "Forms of Engel functions", *Econometrica*, 31, pp. 694-703.
- Lewbel, A. (1989), "Household equivalence scales and welfare comparisons". *Journal of Public Economics*, 39, pp. 377-391.
- Mabey, N., S. Hall, C. Smith y S. Gupta (1997), *Argument in the Greenhouse. The International Economics of Controlling Global Warming*, Routledge.
- Maddala, G.S. e I. Kim (1998), *Unit roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press.
- Menezes, T., F.G. Silveira y C.R. Azzoni (2005), "Demand elasticities for food products: A Two-Stage budgeting system", *NEREUS-USP*, Sao Paulo.
- Muellbauer, J. (1975), "Identification and consumer unit scales", *Econometrica*, 43, pp. 807-889.
- Nakamura, E., J. Steinsson y M. Liu (2014), "Are chinese growth and inflation too smooth? Evidence from Engel curves", *Documento de Trabajo*, Enero, Columbia University.
- Narayan, P.K. y R. Smyth (2005), "Electricity consumption, employment and real income in Australia evidence from multivariate Granger causality test", *Energy Policy*, 33(9), pp. 1109-1116.
- Ng, S., y P. Perron (1995), "Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), pp. 268-281.
- Nicol, C. (2003), "Elasticities of demand for gasoline in Canada and the United States", *Energy Economics*, 25(2), pp. 201-214.
- Parks, R.W. y A.P. Barten (1973), "A cross-country comparison of the effects of prices, income and population composition on consumption patterns", *The Economic Journal*, 83(331), Septiembre, pp. 834-852.
- Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for unit roots in time series regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.

- Pollak, R.A. y T.J. Wales (1978), "Estimation of complete demand systems from household budget data: The linear and quadratic expenditure systems", *American Economic Review*, 68(3), pp. 348–359.
- Ramezani, C.A., D. Rose y S. Murphy (1995), "Aggregation, flexible forms, and estimation of food consumption parameters", *American Journal of Agricultural Economics*, 77(3), Agosto, pp. 525–532.
- Ray, R. (1982), "The testing and estimation of complete demand systems on household budget surveys. An application of AIDS", *European Economic Review*, 17, pp. 349-369.
- Ruiz, N. y A. Trannoy (2008), "Le caractère régressif des taxes indirectes: Les enseignements d'un modèle de micro-simulation", *Économie et Statistique*, 413, pp. 21-46.
- Schmalensee, R. y T.M. Stoker (1999), "Household gasoline demand in the United States", *Econometrica*, 67(3), Mayo.
- Shiu, A. y P. Lam (2004), "Electricity consumption and economic growth in China", *Energy Policy*, 32, pp. 47-54.
- Sonensson, T. (2001), "Inter-urban travel demand elasticities with emphasis on trip generation and destination substitution", *Journal of Transport Economics and Policy*, 35(2), Mayo, pp. 301-326.
- Soria, E., J.R. Rodríguez, J. Hernández y S. Rebollar (2011), "Consumo de energía eléctrica para uso doméstico en San Juan del Río, Querétaro", *Análisis Económico*, 61(26).
- Stanley, K.J., D.A. Hensher, y C. Loader (2009), "Road transport and climate change: Stepping off the Greenhouse gas", *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 45(10), pp. 1020-1030.
- Steenhof, P., C. Woudsma y E. Sparling (2006) "Greenhouse gas emissions and the surface transport of freight in Canada", *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 11(5), pp. 369-376.
- Stern, N. (2008), "The economics of climate change", *American Economic Review*, 98(2), Mayo, pp. 1-37.
- Stern, T. (2007), "Fuel taxes: An important instrument for climate policy", *Energy Policy*, 35, pp. 3194–3202.
- Stern, T. y C.A. Dahl (1992), "Modeling transport fuel demand", *International Energy Modelling*, Chapman and Hall, Edited by Thomas Stern, pp. 65-79.
- Stone, J.R.N. (1954), "Linear expenditure systems and demand analysis: An application to the pattern of British demand", *Economic Journal*, 64(255), pp. 511-527.
- Storchmann, K. (2005), "Long run gasoline demand for passenger cars: The role of income distribution", *Energy Economics*, 27, pp. 25-58.
- Taylor, L. (1975), "Demand of electricity: A survey", *The Bell Journal of Economics*, 6, pp. 74-110.
- Terza, J.V. (1987), "Estimating linear models with ordinal qualitative regressors", *Journal of Econometrics*, 34, pp. 275–291
- Theil, H. y K.W. Clements (1987), *Applied Demand Analysis-Results from System-Wide Approaches*, Cambridge, Massachusetts.
- Timmer, P. y H. Alderman (1979), "Estimating consumption parameters for food policy analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, 61, pp. 982-994.
- UNES (Unidad Ecológica Salvadoreña) (2012), "Hacia la revolución energética en El Salvador: Bases para una política de electricidad sustentable", *Documento de Trabajo*, disponible en: <http://unes.org.sv>.

- Varian, H.R. (1993), *Análisis Microeconómico*, 3ª edición, Antoni Bosch editor, España.
- Webster, A. (1997), *Applied Statistics For Business and Economics*, 3ª edición, Richard D. Irwin.
- Working, H. (1943), “Statistical laws of family expenditure”, *Journal of the American Statistical Association*, 38, pp. 43-56.
- Yat, C.A. y J.A. No (2001), “Householdgasolinedemand in Canada”, *Econometrica*, 69, Noviembre, pp. 1697-1709.

Apéndice

Cuadro A1.
Estadísticos básicos de las variables de control

Variables	Estadísticos	
	Media	Desviación estándar
Geográficas:		
Area de residencia	0.740	0.438
Zona geográfica	28.975	43.758
Alumbrado público	1.270	0.752
Hogar:		
Tipo de vivienda	5.632	1.215
Número de habitantes	4.178	2.167
Jefe de Familia:		
Edad	48.942	16.459
Nivel educativo	2.153	0.950
Sexo	0.646	0.478
Cuenta con trabajo	0.769	0.426
Escribe	0.790	0.407
Combustibles:		
Total vehículos y motos	0.214	0.501
Total de Vehículos	0.199	0.475
Gasto en transporte público	21.237	23.673
Electricidad:		
Total electrodomésticos	5.313	3.258
Núm. de habitaciones	2.622	1.407
Fuente: Elaboración propia con datos de la ENIGH 2005-06 de El Salvador.		

Cuadro A2.
Pruebas de raíces unitarias

Variable	ADF			PP(3)			KPSS (6)	
	A	B	C	A	B	C	η_{μ}	η_{τ}
cel _t	-2.461 (1)	-2.212 (0)	5.058 (0)	-1.971	-2.058	3.946	0.693	0.073
Δ cel _t	-4.504 (0)	-4.300 (0)	-3.147 (0)	-4.374	-4.168	-3.091	0.253	0.089
cg _t	-1.367 (0)	-0.800 (0)	3.364 (0)	-1.706	-0.819	2.883	0.664	0.100
Δ cg _t	-4.677 (0)	-4.732 (0)	-4.044 (0)	-4.659	-4.713	-4.044	0.097	0.096
y _t	-5.538 (9)	-0.139 (2)	1.512 (2)	-1.584	-0.606	2.136	0.614	0.128
Δ y _t	-2.414 (0)	-2.439 (0)	-2.213 (0)	-2.554	-2.523	-2.307	0.088	0.081
prel _t	-0.757 (0)	-1.424 (0)	-2.101 (0)	-0.763	-1.424	-2.097	0.579	0.147
Δ prel _t	-6.269 (0)	-6.082 (0)	-5.827 (0)	-6.274	-6.082	-5.845	0.221	0.103
prg _t	-0.932 (0)	-0.974 (0)	-1.556 (0)	-1.397	-1.112	-1.492	0.496	0.107
Δ prg _t	-3.364 (1)	-3.930 (0)	-3.911 (0)	-3.861	-3.904	-3.885	0.124	0.104

Notas: Los valores de las series se representan en logaritmos naturales. Los valores entre paréntesis representan el número óptimo de rezagos de cada prueba. Los valores en negritas representan el rechazo de la hipótesis nula. Los valores críticos al 5% de significancia para las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP) tomando una muestra T = 100 son: Modelo

A = -3.45 (incluye constante y tendencia), Modelo B = -2.89 (incluye constante) y Modelo C = -1.95 (no incluye constante y tendencia) (Maddala y Kim, 1998). Los valores críticos de la prueba KPSS a un nivel del 5% de significancia son $\eta_{11} = 0.463$ (incluye constante) y $\eta_{12} = 0.146$ (incluye constante y tendencia) (Kwiatkowski *et al.*, 1992).
Período: 1970 – 2010.

Cuadro A3.
Estadísticos del Procedimiento de Johansen (1988, 1992 y 1995) del consumo nacional de electricidad y gasolinas

Ecuación normalizada	Electricidad		Gasolinas	
	$cel_t = 0.879*y_t - 0.298*prel_t$		$cg_t = 1.052*y_t - 0.298*prg_t$	
Ho	Traza	RCM	Traza	RCM
r=0	38.99*	30.05*	38.99*	30.05*
r≤1	8.94	7.35	8.94	7.35
r≤2	1.59	1.59	1.59	1.59

Notas: (*) Indica rechazo de la hipótesis nula (Ho).
r = número de vectores de cointegración.
Traza = Prueba de la Traza y RCM = Prueba de la Raíz Característica Máxima.
Los valores críticos para la prueba de la Traza son: r=0: 24.3, r≤1: 12.5 y r≤2: 3.8 y para la prueba RCM son: r=0: 17.9, r≤1: 11.4 y r≤2: 3.8.
Periodos: Electricidad: 1972-2010 y Gasolinas: 1975-2010

Cuadro A4.
Modelos de cointegración del consumo nacional de electricidad y gasolinas

Variable	Electricidad	Gasolinas
	Δcel_t	Δcg_t
Δy_t	0.706 (5.996)	0.509 (2.406)
Δpr_t	-0.043 (-1.895)	-0.170 (-4.565)
Δpr_{t-1}		-0.084 (-3.179)
ecm_{t-1}	-0.091 (-7.512)	-0.192 (-3.256)
d90	-0.081 (-2.612)	-0.126 (-3.131)
d02		0.119 (2.907)
d03		
d05	-0.174 (-8.751)	
Pruebas de Diagnostico:		
R ²	0.815	0.729
J-B	0.990 [0.609]	1.593 [0.451]
LM (2 rezagos)	0.505 [0.608]	0.256 [0.776]
ARCH (2 rezagos)	0.262 [0.771]	1.469 [0.246]
RMSE	0.026	0.036

Notas: (*) Indica rechazo de la hipótesis nula.
d90, d02, d03 y d05 representan variables dummy para los años 1990, 2002, 2003 y 2005 respectivamente.
R² es el coeficiente de determinación, la prueba J-B es para normalidad, la prueba LM es para autocorrelación, la prueba ARCH es para heterocedasticidad y el RMSE significa Root Mean Squared Error (Error Cuadrático Medio).
La prueba J-B está basada en una distribución chi-cuadrada y las pruebas LM y ARCH se basan en una distribución F. Los valores entre paréntesis de los coeficientes representan el t-estadístico y los valores en corchetes indican la probabilidad de la distribución de cada prueba.
Periodos: Electricidad: 1971-2010 y Gasolinas: 1975-2010.

Indice de Cuadros

Página No.

Cuadro 1	Elasticidades de largo y corto plazo para la demanda de Gasolinas y electricidad de datos agregados.....	12
Cuadro 2	Indicadores básicos de la ENIGH 2005-2006 de El Salvador.....	12
Cuadro 3	Estimaciones de las curvas de Engel para el gasto en electricidad total y por quintil.....	18
Cuadro 4	Variables de control de las estimaciones de curvas de Engel mediante GMM y dos etapas de Heckman para el gasto de electricidad total y por quintiles.....	19
Cuadro 5	Elasticidades ingreso y precio del gasto en electricidad total y por quintiles.....	20
Cuadro 6	Variables de control de los modelos por los métodos GMM y dos etapas de Heckman para el gasto de electricidad total y por quintiles....	21
Cuadro 7	Estimaciones de las curvas de Engel para el gasto en gasolinas total y por quintiles.....	23
Cuadro 8	Variables de control de las estimaciones de curvas de Engel mediante GMM y dos etapas de Heckman para el gasto de gasolinas total y por quintiles.....	24
Cuadro 9	Elasticidades ingreso y precio del gasto en gasolina total y por quintiles.....	25
Cuadro 10	Variables de control de los modelos por los métodos GMM y dos Etapas de Heckman para el gasto en gasolinas total y por quintiles.....	26

Indice de gráficas

Gráfica 1	Composición del gasto promedio de hogares en grandes rubros de consumo.....	14
Gráfica 2	Porcentaje del gasto en bienes en transporte por quintil de ingreso.....	14
Gráfica 3	Proporción del gasto de los hogares en electricidad y combustibles Para transporte con respecto al total del gasto en electricidad y en combustibles para transporte por quintiles de ingreso.....	15
Gráfica 4	Proporción del gasto de los hogares en electricidad y combustibles para transporte con respecto al total de su gasto por quintiles de ingreso.....	15
Gráfica 5	Proporción del gasto promedio en electricidad y gasolinas respecto al total de gasto por quintil.....	16
Gráfica 6	Porcentaje de hogares que gastan en electricidad y gasolinas por quintil.....	17
Gráfica 7	Proporción del gasto en electricidad respecto al gasto total por quintil.....	18
Gráfica 8	Elasticidades ingreso y precio del gasto en electricidad considerando el total de los hogares.....	21
Gráfica 9	Elasticidades ingreso y precio del gasto en electricidad por quintiles de ingreso.....	22
Gráfica 10	Proporción del gasto en gasolinas respecto al gasto total y por quintil....	23

Gráfica 11	Elasticidades ingreso y precio del gasto en gasolina considerando El total de hogares.....	25
Gráfica 12	Elasticidades ingreso y precio del gasto en gasolinas por quintiles de ingreso.....	27