



estudios energéticos consultores.
GRUPO MERCADOS ENERGÉTICOS CONSULTORES

Colombia: Revisión de Condiciones de Compraventa de Energía Eléctrica y Traslado de Costos Eficientes al Usuario Final en el SIN

Informe Componente N°3



Comisión de Regulación
de Energía y Gas

NOVIEMBRE - 2021

R 1175-21

TABLA DE CONTENIDO

| | |
|---|----|
| LISTA DE TABLAS..... | 3 |
| INTRODUCCIÓN..... | 4 |
| SECCIÓN I: MARCO CONCEPTUAL..... | 5 |
| 1. ELASTICIDAD-PRECIO DE LA DEMANDA..... | 5 |
| 2. MODELIZACIÓN DE LA DEMANDA DE ELECTRICIDAD | 6 |
| SECCIÓN II: ENFOQUE METODOLÓGICO | 7 |
| 1. MODELOS ECONÓMICOS..... | 7 |
| 1.1. Modelo de Ajuste Parcial | 7 |
| 1.2. Modelos de Datos de Panel..... | 9 |
| 1.3. Especificación de los Modelos | 11 |
| SECCIÓN III: RESULTADOS | 17 |
| 1. SECTOR INDUSTRIAL | 17 |
| 2. SECTOR COMERCIAL..... | 19 |
| 3. SECTOR OFICIAL | 21 |
| 4. SECTOR RESIDENCIAL | 23 |
| CONCLUSIONES..... | 25 |
| ANEXOS..... | 28 |
| 1. CÁLCULO DE LA TARIFA MEDIA REAL | 28 |
| 2. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA..... | 28 |

LISTA DE TABLAS

| | |
|--|-----------|
| Tabla 1 – Sector Industrial: Modelo Agregado | 17 |
| Tabla 2 – Sector Industrial: Modelo Desagregado por Nivel de Tensión | 18 |
| Tabla 3 – Sector Industrial: Coeficientes de Elasticidad | 19 |
| Tabla 4 – Sector Comercial: Modelo Agregado | 19 |
| Tabla 5 – Sector Comercial: Modelo Desagregado | 20 |
| Tabla 6 – Sector Comercial: Coeficientes de Elasticidad | 21 |
| Tabla 7 – Sector Oficial: Modelo Agregado..... | 21 |
| Tabla 8 – Sector Oficial: Modelo Desagregado | 22 |
| Tabla 9 – Sector Oficial: Coeficientes de Elasticidad..... | 23 |
| Tabla 10 – Sector Residencial: Modelo Agregado..... | 23 |
| Tabla 11 – Sector Residencial: Modelo Desagregado | 24 |
| Tabla 12 – Sector Residencial: Coeficientes de Elasticidad | 25 |
| Tabla 13 – Resumen: Coeficientes de Elasticidad..... | 26 |
| Tabla 14 – Prueba de Raíz Unitaria: Energía Industrial | 28 |
| Tabla 15 – Prueba de Raíz Unitaria: Energía Comercial | 29 |
| Tabla 16 – Prueba de Raíz Unitaria: Energía Oficial | 29 |
| Tabla 17 – Prueba de Raíz Unitaria: Energía Residencial..... | 30 |
| Tabla 18 – Prueba de Raíz Unitaria: Tarifa Media Real Industrial | 30 |
| Tabla 19 – Prueba de Raíz Unitaria: Tarifa Media Real Comercial | 31 |
| Tabla 20 – Prueba de Raíz Unitaria: Tarifa Media Real Oficial..... | 31 |
| Tabla 21 – Prueba de Raíz Unitaria: Tarifa Media Real Residencial | 32 |
| Tabla 22 – Prueba de Raíz Unitaria: PIB..... | 32 |
| Tabla 23 – Prueba de Raíz Unitaria: Población | 33 |
| Tabla 24 – Prueba de Raíz Unitaria: PIB per Cápita..... | 33 |



INTRODUCCIÓN

La Comisión de Regulación de Energía y Gas (CREG) de Colombia ha contratado a Estudios Energéticos Consultores (en adelante, EEC)¹, miembro de GME - Grupo Mercados Energéticos², (GME, El Consultor) para llevar a cabo un estudio de REVISIÓN DE CONDICIONES DE COMPRAVENTA DE ENERGÍA ELÉCTRICA Y TRASLADO DE COSTOS EFICIENTES AL USUARIO FINAL EN EL SIN.

Este informe corresponde al Componente N°3 solicitado en los Términos de Referencia de la consultoría, y tiene como objetivo realizar un análisis de la elasticidad-precio de la demanda de energía eléctrica de Colombia, diferenciado por sector (industrial, comercial, oficial y residencial), nivel de tensión y/o, estrato socioeconómico.

Se cuenta con una base de datos en formato de datos de panel (combinan una dimensión temporal con una transversal -departamentos de Colombia.), proveniente del Sistema Único de Información (SUI) de la Superintendencia de Servicios Públicos Domiciliarios, sobre la cual se desarrollan modelos econométricos de efectos fijos, a fines de estimar los coeficientes de elasticidad-precio, así como también los de otras variables de interés.

Además de este primer apartado introductorio, el informe se estructura de la siguiente manera: en el Capítulo 2 se desarrolla el marco conceptual correspondiente al análisis de la elasticidad-precio de la demanda y la modelización econométrica.

En el Capítulo 3, se explica en detalle la metodología aplicada, se definen las variables consideradas y se presentan los modelos estimados.

Finalmente, en el Capítulo 4 se presentan los resultados alcanzados mientras que en el Capítulo 5 se resumen las principales conclusiones del estudio.

¹ Previamente denominada Mercados Energéticos Consultores, cuyo cambio de denominación se formalizó en Acta de Asamblea de fecha 10 de agosto de 2012.

² GME – Grupo Mercados Energéticos Consultores está integrado por Estudios Energéticos Consultores S.A, de Uruguay Mercados Energéticos Consultores Perú S.A., Mercados Energéticos Consultores S.A. de Argentina, Mercados de Energía Ltda. de Brasil.

SECCIÓN I: MARCO CONCEPTUAL

1. ELASTICIDAD-PRECIO DE LA DEMANDA

En economía, el concepto de “elasticidad” de la demanda se utiliza como una medida de la sensibilidad que posee la demanda de un bien o servicio, ante un cambio en otra variable de interés, como, por ejemplo, su precio; cuando el resto de las otras variables que igualmente influyen sobre los planes de los demandantes permanecen inalteradas (*ceteris paribus*).

En particular, la **elasticidad-precio de la demanda**, se define como la variación porcentual de las cantidades demandadas ante un cambio porcentual unitario en el precio (ver fórmula debajo).

$$\varepsilon_{pd} = \frac{\% \text{ de variación en la cantidad demandada}}{\% \text{ de variación en el precio}} = \frac{\Delta Q_d / Q_d}{\Delta P / P}$$

En general, la fórmula arroja un resultado negativo, debido a la relación inversa que existe entre la demanda de un bien y su precio. Es por ello, que los resultados se suelen analizar en función de su valor absoluto o módulo:

- Si $|\varepsilon_{pd}| < 1 \rightarrow$ la proporción en la cual varían las cantidades demandadas es inferior a la proporción en la que varían los precios. Este resultado se conoce como **demanda inelástica**.
- Si $|\varepsilon_{pd}| = 1 \rightarrow$ la proporción en la cual varían las cantidades demandadas es igual a la proporción en la que varían los precios. Este resultado se conoce como **elasticidad unitaria**.
- Si $|\varepsilon_{pd}| > 1 \rightarrow$ la proporción en la cual varían las cantidades demandadas es superior a la proporción en la que varían los precios. Este resultado se conoce como **demanda elástica**.

El grado de elasticidad-precio que posee la demanda de un bien se encuentra asociado a las características propias del mismo, así como también algunos factores adicionales.

- **Necesidad:** es de esperar que la demanda de un bien muy necesario resulte inelástica ante cambios en los precios.
- **Grado de Sustituibilidad:** la demanda de un bien resultará más inelástica cuanto más difícil resulte sustituirlo.
- **Horizonte Temporal:** usualmente la demanda es más inelástica en el corto plazo debido al poco tiempo que tienen los agentes a adaptarse a los cambios en el precio. En cambio, en el largo plazo, los consumidores pueden adaptar sus hábitos de consumo, por lo que la demanda se torna más elástica.
- **Relación Precio, Gasto e Ingreso:** por último, cuando se trata de un bien de precio elevado, es de esperar que la demanda del bien resulte elástica para aquellos demandantes que cuentan con ingresos relativamente bajos y deban destinar un porcentaje importante de los mismos al gasto en el bien.

Además de los casos mencionados, se pueden dar dos situaciones particulares.

- Si $|\varepsilon_{pd}| = 0 \rightarrow$ se dice que la demanda es **perfectamente inelástica**, lo cual implica que los precios no afectan las cantidades demandadas por los agentes.
- Si $|\varepsilon_{pd}| \rightarrow \infty \rightarrow$ se dice que la demanda es **perfectamente elástica**, lo cual implica que ante

un mínimo incremento en el precio, la demanda del bien se reduce a cero³.

Mientras que el primero es un caso que puede resultar de interés y observable en la práctica, el segundo responde más bien a una situación teórica.

2. MODELIZACIÓN DE LA DEMANDA DE ELECTRICIDAD

En lo que respecta a la modelización de la función de demanda del bien “**electricidad**”, es posible extraer algunos conceptos teóricos y hechos estilizados adicionales, a partir de la revisión de la literatura internacional.

En primer lugar, cabe destacar que la electricidad no tiene una utilidad en sí misma, sino que es un bien deseado como materia prima para otros procesos (o actividades) que sí reportan utilidad. Estos procesos (actividades) utilizan un stock de capital durable, siendo la electricidad el insumo energético que los abastece. Así, la demanda de energía eléctrica se deriva de la demanda de equipos eléctricos y artefactos electrónicos.

Sin embargo, desarrollar un modelo de demanda en función de la demanda de equipos eléctricos y/o artefactos electrónicos, como el propuesto por Fisher y Kaysen, cuenta con una limitación práctica, en la medida que estos datos rara vez se encuentran disponibles.

En tal sentido, una alternativa que ha sido utilizada por numerosos autores es el modelo de ajuste parcial (ver Sección 1.1). El mismo, permite saltar esta limitación y estimar los coeficientes de elasticidad de la demanda distinguiendo coeficientes de corto plazo (donde el stock de capital es fijo), de los coeficientes de largo plazo (con stock de capital variable).

³ Este último suele ser más bien un caso teórico que real.

SECCIÓN II: ENFOQUE METODOLÓGICO

1. MODELOS ECONOMETRICOS

1.1. Modelo de Ajuste Parcial

De acuerdo con la teoría económica clásica, la cantidad demandada de un bien o servicio se ve afectada principalmente por el precio del mismo, la capacidad de pago de los consumidores (su ingreso), y el precio de otros bienes o servicios relacionados (sustitutos o complementarios), entre otros factores.

Respecto al precio, tal como fue previamente mencionado, se presume que existe una relación inversa entre dicha variable y la demanda del bien. De esta forma, un incremento en el precio que los usuarios pagan por el suministro de electricidad debiera en principio afectar negativamente la cantidad de energía consumida.

Cabe destacar que aspectos tales como la posibilidad de sustitución, el grado de necesidad por parte de los usuarios, el peso que la factura eléctrica suponga en el total de gastos y el horizonte temporal bajo el cual se analice el impacto, tendrán un efecto significativo en la elasticidad (sensibilidad) de la demanda ante un cambio en el precio.

El modelo de ajuste parcial permite estimar una función de demanda y derivar los coeficientes de elasticidad-precio de corto y largo plazo, sin contar con la necesidad de conocer el stock de equipos eléctricos de los consumidores. Estos coeficientes son estimados utilizando técnicas sofisticadas de regresión tales como mínimos cuadrados ordinarios, en el caso de series de tiempo, o de cuasi máxima verosimilitud en el caso de modelos de datos de panel⁴.

La idea central del modelo, es que existe un nivel de consumo de energía deseable por parte de los usuarios, el cual resulta no observable y consiste en aquel que elegirían los mismos si su stock de equipos estuviera en su óptimo de largo plazo. Sin embargo, dado que existe un elevado costo de transacción de ajustar instantáneamente dicho stock ante cualquier cambio de precios, ingreso u otros efectos; el consumo de energía en el corto plazo será distinto al del equilibrio de largo plazo.

En su versión clásica, el modelo de ajuste parcial se puede derivar de la siguiente función de demanda.

$$\ln(C_t^*) = \alpha + \beta * \ln(P_t) + \mu_t$$

Dónde:

- C_t^* es el consumo deseado en el período t ,
- P_t es el precio en el período t ,
- α y β son los parámetros a ser estimados en el modelo, siendo β el coeficiente de elasticidad precio de largo plazo,
- μ_t es el término de error del modelo.

Si los consumidores pudieran ajustar de manera instantánea el stock de equipos cuando cambia

⁴ Desarrollada recientemente por Kripfganz (2016).

el precio de la electricidad, su consumo observado C_t sería igual al deseado C_t^* .

Sin embargo, dado que el ajuste no es instantáneo ni el consumo deseado es observable, podemos alternativamente modelar el ajuste paulatino del stock de equipos, suponiendo que el cambio de consumo de un período t a otro sigue la siguiente dinámica.

$$\ln(C_t) - \ln(C_{t-1}) = \delta * (\ln(C_t^*) - \ln(C_{t-1}))$$

Dónde δ es un coeficiente de ajuste, el cual implica que, el cambio en el consumo durante cualquier momento del tiempo t es alguna fracción δ del cambio deseado durante ese período. De esta forma se puede interpretar que:

- Si $\delta = 1 \rightarrow$ el consumo observado es igual al deseado (el ajuste es instantáneo).
- Si $\delta = 0 \rightarrow$ significa que nada cambia, puesto que el consumo actual en el tiempo t es el mismo que el observado en el tiempo $t-1$.
- Típicamente se espera que $0 < \delta < 1$, puesto que es probable que el ajuste al consumo deseado sea incompleto debido a factores de rigidez o inercia⁵.

El mecanismo de ajuste expresado en la ecuación anterior puede ser re-expresado cómo:

$$\ln(C_t) = \delta * \ln(C_t^*) + (1 - \delta) * \ln(C_{t-1})$$

De esta forma, se observa que el consumo de electricidad observado en el período t es nada más y nada menos que un promedio ponderado del consumo deseado en ese momento y el consumo observado en el período anterior, siendo δ y $(1 - \delta)$ las ponderaciones.

Si se reemplaza la ecuación de largo plazo dentro de la ecuación anterior, se obtiene entonces la función de demanda de corto plazo:

$$\ln(C_t) = \delta * (\alpha + \beta * \ln(P_t) + \mu_t) + (1 - \delta) * \ln(C_{t-1})$$

A partir de algunas operaciones matemáticas simples, se llega a la siguiente ecuación, que resulta estimable económicamente por mínimos cuadrados ordinarios⁶:

$$\ln(C_t) = \delta\alpha + \delta\beta * \ln(P_t) + (1 - \delta) * \ln(C_{t-1}) + \delta\mu_t$$

De esta forma, el coeficiente $\delta\beta$ puede ser interpretado como la elasticidad-precio de la demanda de corto plazo. La elasticidad-precio de la demanda en el largo plazo β , surge de dividir la misma por el coeficiente de ajuste δ , el cual puede obtenerse fácilmente a partir de la inclusión del término rezagado de la variable dependiente en el modelo.

Cabe destacar que, a fines simplificar la explicación, se ha incluido únicamente al precio del bien como variable explicativa, omitiendo otras variables relevantes, tales como el ingreso de los agentes o el precio de posibles sustitutos. De incluirse dichas variables, la interpretación sigue

⁵ De aquí es que surge el nombre de “Ajuste Parcial”.

⁶ Cuando se trabaja con modelos de series de tiempo, el método de MCO garantiza la consistencia de los resultados.

siendo la misma.

1.2. Modelos de Datos de Panel

En econometría, se utiliza la denominación “datos de panel” cuando se cuenta con información estructurada en dos dimensiones: temporal y transversal.

Un conjunto de datos que recoge observaciones de un fenómeno para un único individuo a lo largo del tiempo se le conoce como *serie de tiempo*, mientras que un conjunto de datos para un único período temporal pero múltiples individuos es conocido como *corte transversal*.

Si se cuenta con información de múltiples individuos a lo largo del tiempo, es posible construir entonces un modelo de datos de panel⁷.

Este modelo, se caracteriza por permitir estimar la variable dependiente a partir de un grupo de variables independientes, pero considerando a su vez la heterogeneidad inobservable⁸ que existe entre cada agente, diferenciando los efectos individual-específicos de los temporales (lo cual enriquece el análisis estadístico).

En cuanto a los efectos individual-específicos, estos se refieren a aquellos que afectan de manera desigual a cada uno de los agentes contenidos en la muestra y permanecen invariables en el tiempo (por ejemplo, la región en la que se encuentra cada agente). Por otro lado, los efectos temporales son aquellos que afectan por igual a todas las unidades individuales del estudio.

El uso de este tipo de modelos posee notorias ventajas:

- Los modelos de datos de panel permiten modelar comportamientos comunes e individuales de los agentes.
- Un panel de datos contiene más información, variabilidad y mayor eficiencia que la información estructurada en forma de series de tiempo o simplemente de corte transversal.
- Los modelos de datos de panel pueden minimizar sesgos de estimación que surgen de agregar grupos de agentes en una única variable (en forma de serie de tiempo).
- Al estudiar las observaciones en unidades de corte transversal repetidas, los datos de panel resultan más adecuados para estudiar la dinámica del cambio.

Cabe destacar que, si bien existen diferentes variantes de modelos de datos de panel, las más aplicadas en la práctica en general toman una de dos formas posibles: modelos de efectos fijos o de efectos aleatorios.

Los modelos de efectos fijos, permiten que el intercepto o constante del modelo de regresión difiera entre individuos, a manera de reconocimiento de que cada unidad individual, o transversal, pueda tener algunas características especiales por sí mismas, que resultan invariantes en el tiempo. De esta forma, se permite que el efecto individual-específico se encuentre correlacionado con otras

⁷ Por ejemplo, para el presente estudio, se cuenta con datos históricos de la demanda de energía del sector residencial, diferenciada por departamento y estrato socioeconómico. Para los sectores industrial, comercial y oficial, se cuenta con datos históricos diferenciados por departamento y nivel de tensión.

⁸ La heterogeneidad inobservable hace referencia al error que puede producirse en las estimaciones econométricas debido a la existencia de información *no observable* que pueda encontrarse correlacionada con alguna de las variables observadas.

variables explicativas del modelo.

En cambio, en los modelos de efectos aleatorios, se asume que el efecto individual-específico es una variable aleatoria que no está correlacionada con el resto de las variables explicativas.

Considerando que la demanda de energía eléctrica se caracteriza por encontrarse correlacionada con los factores socioeconómicos propios de la región bajo análisis, la hipótesis principal para modelar su comportamiento se ha sustentado en la estimación de modelos de datos de panel de efectos fijos.

Sin embargo, cabe aclarar que, cuando se incluyen rezagos de la variable dependiente en un modelo de efectos fijos (como el caso del propuesto modelo de ajuste parcial), los indicadores no resultan consistentes⁹. Es por ello que se debe utilizar un enfoque de estimación alternativo, conocido como el modelo de cuasi máxima verosimilitud, desarrollado por Kripfganz (2016).

1.2.1 Base de Datos

1.2.2 Base de Datos del SUI

Para la realización de este estudio se cuenta con un base de datos anual de 14 años de longitud (2006-2020), con información de la demanda de energía, facturación, número total de clientes, consumo y tarifa medios de cada uno de los distintos tipos de usuario de interés (industrial, comercial, oficial y residencial), para cada nivel de tensión (1, 2, 3 y 4) o estrato (1 al 6) en el caso del residencial.

La información se encuentra estructurada en la dimensión temporal (14 años) y transversal (Bogotá D.C. más 27 de los 32 departamentos de Colombia). A partir de la misma, se construyeron 4 paneles de datos, uno para cada sector de interés.

Cada observación corresponde al valor total de la variable de interés, para un nivel de tensión y en un departamento de Colombia específico, durante un año en particular de los 14 que se poseen. Por ejemplo, la demanda industrial de energía en nivel de tensión 1, del departamento de Cesar, durante el año 2006.

Cabe destacar que, al tratarse de paneles de datos relativamente extensos (entre 1000 y 2000 observaciones), fue necesario previamente llevar a cabo un proceso de detección y exclusión de *outliers* (valores atípicos).

Este proceso se desarrolló en dos etapas. En la primera de ellas, se aplicó el método de Tukey, el cual consiste en establecer una cota inferior y superior admitida, excluyendo aquellos valores que resulten por fuera de las mismas (menores a la cota inferior o mayores a la cota superior). El proceso se realizó sobre las variables de consumo medio y tarifa media, de cada uno de los sectores, por nivel de tensión o estrato (en el caso del sector residencial).

En el método de Tukey, la cota inferior se calcula como el valor del cuartil n°1 menos el producto de una constante definida como 1,5¹⁰ y el rango intercuartílico (diferencia entre el cuartil n°1 y el cuartil n°3). La cota superior resulta de sumar el valor del cuartil n°3 y el producto de la constante

⁹ Esto se debe a que se viola el supuesto de independencia entre los errores del modelo y el resto de las variables explicativas.

¹⁰ Se consideró la definición de valor atípicos leve, bajo la cual se considera la constante de 1,5.

1,5 por el rango intercuartílico.

Una vez ajustada la base de datos, se realizó un análisis gráfico de la dispersión de las variables tarifa media y consumo medio. Se encontró que, debido a la naturaleza propia de las variables de interés, el método de Tukey no excluía correctamente los valores atípicos pequeños. Por este motivo se optó también por excluir cualquier observación donde el consumo medio o la tarifa media resultasen inferiores al percentil n°2 (2% menores).

1.2.3 Otras Variables Explicativas

La demanda de un bien puede asociarse a múltiples factores, además de su precio. En tal sentido, se consideraron las siguientes variables explicativas:

- **Producto Interno Bruto por Departamento, a precios constantes del año 2015:** se incluye como variable *proxy* del nivel de ingresos, permitiendo el cálculo de la elasticidad-ingreso de la demanda de energía. Esta suele ser una práctica común a la hora de llevar a cabo este tipo de estudios. Se obtuvo del Departamento Administrativo Nacional de Estadística de Colombia (DANE).
- **Población por Departamento:** se incluye para modelar el impacto del crecimiento demográfico en la demanda de energía. Sólo se considera para la demanda de energía del sector residencial. Obtenido del DANE.
- **Índice de Precios al Consumidor (IPC):** se utiliza para deflactar la tarifa media nominal y calcular la tarifa media real, de forma tal que se filtren los efectos de la inflación en el modelo. Obtenido del DANE, promedio anual. En la sección de anexos se incluye el detalle del cálculo de la tarifa media real.

1.3. Especificación de los Modelos

En el presente apartado se detalla la especificación de los modelos considerados. En líneas generales, se estimó para cada uno de los cuatro sectores bajo análisis dos modelos distintos:

- **Modelo Agregado:** se obtiene un único coeficiente de elasticidad precio para todo el sector.
- **Modelo Desagregado:** se incluye una diferenciación en el coeficiente de elasticidad por nivel de tensión o estrato socioeconómico.

En el caso de los sectores productivos (industrial, comercial u oficial) la especificación considerada fue idéntica. Se incluyó como variables explicativas a la tarifa media real, el PIB a precios constante del departamento y al rezago de la variable dependiente.

En el caso del sector residencial, por otro lado, se optó por incluir a la tarifa media real, el PIB per cápita a precios constante del departamento, el cuadrado del PIB per cápita, la población del departamento y el rezago de la variable dependiente.

Cabe destacar que, de acuerdo a lo establecido en Ley 142 de 1994, los usuarios residenciales de los estratos E1, E2 y E3 cuentan con parte de su tarifa subsidiada. La aplicación de políticas de este estilo puede resultar distorsiva sobre los resultados obtenidos (resultando en una menor sensibilidad ante cambios en los precios).

1.3.1 Sector Industrial, Sector Comercial y Sector Oficial

1.3.2 Modelo Agregado

Se presenta en la ecuación debajo la especificación del Modelo Agregado para los sectores productivos:

$$\ln(C_{i,n,t}) = \alpha + \beta_1 * \ln(TMR_{i,n,t}) + \beta_2 * \ln(PIB_{i,t}) + \theta * \ln(C_{i,n,t-1}) + \mu_{i,n,t}$$

Dónde:

- $C_{i,n,t}$ es el consumo de energía del sector bajo análisis (industrial, comercial u oficial), para el departamento i , nivel de tensión n , durante el año t . $C_{i,n,t-1}$ es su rezago.
- $TMR_{i,n,t}$ es la tarifa media real del sector bajo análisis (industrial, comercial u oficial), para el departamento i , nivel de tensión n , durante el año t .
- $PIB_{i,t}$ es el PIB real del departamento i , durante el año t .
- α , β_1 , β_2 y θ son los parámetros a ser estimados en el modelo. β_1 es el coeficiente de elasticidad-precio de corto plazo y β_2 el coeficiente de elasticidad-ingreso de corto plazo. El parámetro θ permite calcular el coeficiente de ajuste δ , necesario para obtener las elasticidades de largo plazo¹¹.
- $\mu_{i,n,t}$ es el término de error del modelo.

Como se puede observar el modelo recoge tanto el efecto precio como el efecto ingreso sobre la demanda. De acuerdo con la teoría económica, es de esperarse que el signo del coeficiente de elasticidad-precio de corto plazo de la demanda β_1 resulte negativo, mientras que el de la elasticidad-ingreso β_2 sea positivo (al ser la electricidad un bien normal). También se espera que el parámetro θ se halle entre 0 y 1, de forma tal que se cumpla el supuesto del modelo de ajuste parcial $0 < \delta < 1$.

Se recuerda que los coeficientes de elasticidad de largo plazo se obtienen de dividir cada β_1 y β_2 por $(1 - \theta)$.

1.3.3 Modelo Desagregado por Nivel de Tensión

El Modelo Desagregado se diferencia del caso anterior por incluir variables dummies de pendiente, asociadas al nivel de tensión, en el parámetro correspondiente a la tarifa media real.

Dichas variables se incluyen para verificar la existencia de una diferencia significativa entre la elasticidad-precio de la demanda de los distintos niveles de tensión. La lógica detrás de una posible diferencia radica en que, es de esperar, que los usuarios de tipo productivo suministrados a mayor nivel de tensión tengan un patrón de consumo distinto, con una demanda de energía superior y, en tal sentido, una mayor sensibilidad ante cambios de su precio.

Dado que existe una cantidad de observaciones limitada en los niveles de tensión superior y, a efectos de reducir la pérdida de grados de libertad de los modelos¹², se optó por agrupar los niveles de tensión N3 y N4 en un mismo grupo (usuarios de mayor consumo). Cabe destacar que esta agrupación no implica realizar cambios sobre las variables explicativas ni explicada, sino

¹¹ Utilizando la siguiente expresión $\delta = (1 - \theta)$.

¹² Los grados de libertad del modelo se reducen al incluir una mayor cantidad de variables explicativas.

simplemente asumir que usuarios de nivel de tensión 3 y 4 tendrán la misma elasticidad-precio de la demanda.

La especificación considerada se presenta en la ecuación debajo:

$$\ln(C_{i,n,t}) = \alpha + \beta_1 * \ln(TMR_{i,n,t}) + \gamma_1 * D1_{i,t} * \ln(TMR_{i,n,t}) + \gamma_2 * D2_{i,t} * \ln(TMR_{i,n,t}) \\ + \beta_2 * \ln(PIB_{i,t}) + \theta * \ln(C_{i,n,t-1}) + \mu_{i,n,t}$$

Dónde:

- $C_{i,n,t}$ es el consumo de energía del sector bajo análisis (industrial, comercial u oficial), para el departamento i , nivel de tensión n , durante el año t . $C_{i,n,t-1}$ es su rezago.
- $TMR_{i,n,t}$ es la tarifa media real del sector bajo análisis (industrial, comercial u oficial), para el departamento i , nivel de tensión n , durante el año t .
- $PIB_{i,t}$ es el PIB real del departamento i , durante el año t .
- $D1_{i,t}$ es una variable dummy que toma valor 1 cuando se trata del nivel de tensión N1 y 0 para el resto de los niveles de tensión.
- $D2_{i,t}$ es una variable dummy que toma valor 1 cuando se trata del nivel de tensión N2 y 0 para el resto de los niveles de tensión.
- α , β_1 , β_2 , θ , γ_1 y γ_2 son los parámetros a ser estimados en el modelo. β_1 es el coeficiente de elasticidad-precio de corto plazo y β_2 el coeficiente de elasticidad-ingreso de corto plazo. El parámetro θ permite calcular el coeficiente de ajuste δ , necesario para obtener las elasticidades de largo plazo. γ_1 y γ_2 es la diferencia que existe en la elasticidad-precio de la demanda de los niveles de tensión N1 y/o N2 respectivamente, frente al nivel de tensión N3 y N4 agrupados.
- $\mu_{i,n,t}$ es el término de error del modelo.

Cabe destacar que, al incluir las variables dummies de pendiente, los coeficientes de elasticidad-precio se interpretan de la siguiente forma:

- β_1 es la elasticidad-precio de la demanda de los usuarios conectados a los niveles de tensión 3 o 4, en el corto plazo.
- $\beta_1 + \gamma_1$ es la elasticidad-precio de la demanda de los usuarios conectados a nivel de tensión 1, en el corto plazo.
- $\beta_1 + \gamma_2$ es la elasticidad-precio de la demanda de los usuarios conectados a nivel de tensión 1, en el corto plazo.
- Para obtener cualquiera de las elasticidades de largo plazo, basta con dividir el coeficiente de corto plazo por $(1 - \theta)$.

1.3.4 Sector Residencial

1.3.5 Modelo Agregado

Se presenta en la ecuación debajo la especificación del Modelo Agregado para el sector residencial:

$$\ln(C_{i,e,t}) = \alpha + \beta_1 * \ln(TMR_{i,e,t}) + \beta_2 * \ln(PIBPC_{i,t}) + \beta_3 * \ln(PIBPC_{i,t})^2 \\ + \beta_4 * \ln(POB_{i,t}) + \theta * \ln(C_{i,e,t-1}) + \mu_{i,e,t}$$

Dónde:

- $C_{i,e,t}$ es el consumo de energía del sector residencial, para el departamento i , estrato e , durante el año t . $C_{i,e,t-1}$ es su rezago.
- $TMR_{i,e,t}$ es la tarifa media real del sector residencial, para el departamento i , estrato e , durante el año t .
- $PIBPC_{i,t}$ es el PIB per cápita real del departamento i , durante el año t . Se incorpora en su versión per cápita para evitar problemas de multicolinealidad¹³ al incluir la variable población en el modelo.
- $POB_{i,t}$ es la población del departamento i , durante el año t .
- α , β_1 , β_2 , β_3 , β_4 y θ son los parámetros a ser estimados en el modelo. β_1 es el coeficiente de elasticidad-precio de corto plazo. A partir de β_2 y β_3 es posible obtener el coeficiente de elasticidad-ingreso de corto plazo. β_4 es la sensibilidad de la demanda de energía residencial ante un incremento de una unidad porcentual de la población del departamento. Finalmente el parámetro θ permite calcular el coeficiente de ajuste δ , necesario para obtener las elasticidades de largo plazo.
- $\mu_{i,e,t}$ es el término de error del modelo.

Tal como se puede observar, el modelo considera nuevamente a los efectos del precio y del ingreso sobre la demanda de electricidad.

Sin embargo, a diferencia de los modelos anteriores, el efecto ingreso se recoge a través de los parámetros β_2 y β_3 debido a la inclusión del cuadrado del PIB per cápita en la ecuación. La justificación detrás de dicha inclusión radica en que, esta especificación, permite considerar al coeficiente de elasticidad-ingreso de la demanda como variante ante cambios en el ingreso, algo más cercano a la realidad.

Ello se debe a que, si bien es de esperarse una relación positiva entre ambas variables, la misma debiera reducirse a medida que el ingreso per cápita se incrementa¹⁴. De esta forma se espera que los coeficientes β_2 y β_3 resulten positivo y negativo respectivamente.

Cabe destacar que bajo esta especificación el coeficiente de elasticidad-ingreso de corto plazo se obtiene a partir de la siguiente ecuación:

$$\varepsilon_{yd} = \beta_2 + 2\beta_3 \ln(PIBPC_{i,t})$$

Por otro lado, el modelo residencial se diferencia del utilizado para los sectores productivos al incluir a la población como una de las variables explicativas. De esta forma, β_4 se puede interpretar como una suerte de elasticidad de la demanda ante el crecimiento demográfico. Lógicamente se espera que el signo de este coeficiente sea positivo.

Finalmente, se recuerda que para obtener cualquiera de las elasticidades de largo plazo, basta con dividir el coeficiente de corto plazo por $(1 - \theta)$.

¹³ Dependencia lineal fuerte entre más de dos variables explicativas del modelo.

¹⁴ Medlock III y Solgo (2001) encontraron pruebas de que a medida que el ingreso medio se incrementa, se reduce el consumo per cápita. Este se trata de un hecho estilizado, especialmente para países desarrollados con niveles altos de ingresos.

1.3.6 Modelo Desagregado por Estrato

El Modelo Desagregado se diferencia del caso anterior por incluir variables dummies de pendiente, asociadas al estrato socioeconómico, en el parámetro correspondiente a la tarifa media real.

Dichas variables se incluyen para verificar la existencia de una diferencia significativa entre la elasticidad-precio de la demanda de los distintos estratos socioeconómicos. En este caso, la intuición económica que se posee es que estratos de menor poder adquisitivo posean una mayor elasticidad de su demanda ante cambios en los precios, debido a que la factura de electricidad posiblemente represente un gasto agregado elevado en relación a sus ingresos totales.

Nuevamente, a los efectos de reducir la pérdida de grados de libertad de los modelos, se optó por agrupar los estratos socioeconómicos en tres grandes grupos. El primer grupo, se compone de los estratos [E1 - E2 - E3], que se caracterizan por ser los de menor nivel de ingresos, y contar con parte de su tarifa subsidiada. Luego otro grupo compuesto por los usuarios del estrato [E4], que son usuarios que pagan la totalidad de su tarifa y, finalmente, un último grupo correspondiente a los usuarios de mayor nivel socioeconómico [E5 - E6], quienes subsidian parcialmente la tarifa de los estratos socioeconómicos más bajos. Cabe destacar que esta agrupación no implica realizar cambios sobre las variables explicativas ni explicada, sino simplemente asumir que usuarios de un mismo grupo tendrán la misma elasticidad-precio de la demanda.

La especificación considerada se presenta en la ecuación debajo:

$$\ln(C_{i,e,t}) = \alpha + \beta_1 * \ln(TMR_{i,e,t}) + \gamma_1 * D1_{i,t} * \ln(TMR_{i,e,t}) + \gamma_2 * D2_{i,t} * \ln(TMR_{i,e,t}) \\ + \beta_2 * \ln(PIBPC_{i,t}) + \beta_3 * \ln(PIBPC_{i,t})^2 + \beta_4 * \ln(POB_{i,t}) + \theta * \ln(C_{i,e,t-1}) + \mu_{i,e,t}$$

Dónde:

- $C_{i,e,t}$ es el consumo de energía del sector residencial, para el departamento i , estrato e , durante el año t . $C_{i,e,t-1}$ es su rezago.
- $TMR_{i,e,t}$ es la tarifa media real del sector residencial, para el departamento i , estrato e , durante el año t .
- $D1_{i,t}$ es una variable dummy que toma valor 1 cuando se trata de usuarios de los estratos [E1 - E2 - E3] y 0 para el resto de los estratos.
- $D2_{i,t}$ es una variable dummy que toma valor 1 cuando se trata de usuarios del estrato [E4] y 0 para el resto de los estratos.
- $PIBPC_{i,t}$ es el PIB per cápita real del departamento i , durante el año t . Se incorpora en su versión per cápita para evitar problemas de multicolinealidad¹⁵ al incluir la variable población en el modelo.
- $POB_{i,t}$ es la población del departamento i , durante el año t .
- α , β_1 , β_2 , β_3 , β_4 , θ , γ_1 y γ_2 son los parámetros a ser estimados en el modelo. β_1 es el coeficiente de elasticidad-precio de corto plazo. A partir de β_2 y β_3 es posible obtener el coeficiente de elasticidad-ingreso de corto plazo. β_4 es la sensibilidad de la demanda de energía residencial ante un incremento de una unidad porcentual de la población del departamento. El parámetro θ permite calcular el coeficiente de ajuste δ , necesario para

¹⁵ Dependencia lineal fuerte entre más de dos variables explicativas del modelo.

obtener las elasticidades de largo plazo. γ_1 y γ_2 representan la diferencia que existe en la elasticidad-precio de la demanda de los grupos de estratos [E1 - E2 - E3] y/o [E4], frente al grupo de estratos [E5 - E6].

- $\mu_{i,e,t}$ es el término de error del modelo.

Nuevamente, al incluir las variables dummies de pendiente, los coeficientes de elasticidad-precio se interpretan de la siguiente forma:

- β_1 es la elasticidad-precio de la demanda de los usuarios de los estratos [E5 - E6].
- $\beta_1 + \gamma_1$ es la elasticidad-precio de la demanda de los usuarios de los estratos [E1 - E2 - E3].
- $\beta_1 + \gamma_2$ es la elasticidad-precio de la demanda de los usuarios del estrato [E4].
- Para obtener cualquiera de las elasticidades de largo plazo, basta con dividir el coeficiente de corto plazo por $(1 - \theta)$.

SECCIÓN III: RESULTADOS

En el presente capítulo se exhiben los resultados alcanzados para cada uno de los sectores bajo análisis.

Cabe destacar que, previo a la estimación de cualquiera de los modelos, fue necesario testear la existencia de raíces unitarias en las variables de interés. Para ello se optó por utilizar las pruebas combinadas del tipo Fisher basadas en el método de Phillips-Perron. Este es el único método disponible cuando se trabaja con paneles de datos desbalanceados y tiene como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria en la variable a lo largo de todos los paneles. El rechazo de dicha hipótesis permite confirmar que al menos un panel es estacionario. Los resultados del test se presentan en la sección de anexos.

Todos los modelos econométricos ensayados se estimaron a través del software STATA.

1. SECTOR INDUSTRIAL

La tabla debajo presenta la salida del modelo agregado para el sector industrial.

Tabla 1 – Sector Industrial: Modelo Agregado

| Group variable: id | | Number of obs | | = | 1046 | |
|-----------------------------------|-------|------------------|-----------|-------|----------|----------------------|
| Time variable: year | | Number of groups | | = | 87 | |
| Fixed effects | | Obs per group: | | min = | 2 | |
| (Estimation in first differences) | | | | avg = | 12.02299 | |
| | | | | max = | 14 | |
| | kwh | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] |
| | kwh | | | | | |
| | L1. | .6397103 | .0313399 | 20.41 | 0.000 | .5782852 .7011355 |
| | pib | .4787609 | .1143438 | 4.19 | 0.000 | .2546511 .7028706 |
| | tmr | -.2067622 | .0833379 | -2.48 | 0.013 | -.3701015 -.0434229 |
| | _cons | 2.824382 | .8577694 | 3.29 | 0.001 | 1.143185 4.505579 |

El coeficiente R^2 del modelo resultó de **0,9627**.

Cabe destacar que, cuándo se trabaja con modelos de datos de panel, más allá del ajuste del modelo, resulta de interés verificar el correcto signo y la significatividad individual de las variables.

En la presente salida, se puede observar que todas las variables explicativas resultaron individualmente significativas al 5%. Además, se observa que los signos asociados a cada variable son los correctos: la elasticidad-ingreso de la demanda es positiva, mientras que la elasticidad-precio resulta negativa. En ambos casos, los coeficientes dan cuenta que las variables son inelásticas en el corto plazo (valor absoluto menor a la unidad).

Por último, se garantiza el cumplimiento del modelo de ajuste parcial, ya que el coeficiente asociado al rezago de la variable dependiente (kwh L1.) se encuentra entre 0 y 1. Ello implica que el coeficiente de ajuste también se encontrará entre 0 y 1, y que, en el largo plazo, la demanda de energía será más elástica ante cambios en sus variables explicativas (acorde a la teoría económica).

La tabla debajo, presenta los resultados del modelo del sector industrial, pero desagregado por nivel de tensión.

Tabla 2 – Sector Industrial: Modelo Desagregado por Nivel de Tensión

| | | | | | | |
|-----------------------------------|------------------|-----------|----------|-------|----------------------|-----------|
| Group variable: id | Number of obs | = | 1046 | | | |
| Time variable: year | Number of groups | = | 87 | | | |
| Fixed effects | Obs per group: | min = | 2 | | | |
| | | avg = | 12.02299 | | | |
| (Estimation in first differences) | | max = | 14 | | | |
| kwh | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
| L1. | .6235323 | .0306762 | 20.33 | 0.000 | .563408 | .6836565 |
| pib | .5941833 | .1165978 | 5.10 | 0.000 | .3656558 | .8227109 |
| tmr | -.6714621 | .1432919 | -4.69 | 0.000 | -.9523089 | -.3906152 |
| tmr_n1 | .6110738 | .1559978 | 3.92 | 0.000 | .3053237 | .9168238 |
| tmr_n2 | .3925989 | .2287926 | 1.72 | 0.086 | -.0558264 | .8410242 |
| _cons | 2.908561 | .8977122 | 3.24 | 0.001 | 1.149077 | 4.668045 |

El coeficiente R^2 del modelo resultó de **0,6057** y nuevamente se garantiza el cumplimiento de los supuestos del modelo de ajuste parcial.

Al incluir las variables dummies de pendiente en la tarifa media real, se observa que existen diferencias significativas en la elasticidad-precio de los usuarios suministrados a diferentes niveles de tensión.

Considerando que el coeficiente asociado a la tarifa media real es la del grupo base (N3 y N4), se observa que el valor absoluto de la elasticidad de corto plazo resulta superior en este caso a la del modelo agregado. Ello indica que la demanda de estos usuarios resulta más elástica ante cambios en los precios que la de todo el sector en su conjunto.

El hecho de que los coeficientes asociados a las variables dummies de pendiente resulten positivos y significativos de forma conjunta, da cuenta que la demanda de usuarios suministrados a dichos niveles de tensión es más inelástica que la del grupo base¹⁶.

Finalmente, la tabla debajo presenta el cálculo de los coeficientes de elasticidad-precio e ingreso de corto y largo plazo de ambos modelos, siguiendo las ecuaciones del modelo de ajuste parcial.

¹⁶ Se recuerda que, para obtener el coeficiente de elasticidad de cada nivel, se debe sumar el valor obtenido en variable tarifa media real y en la correspondiente dummy de pendiente. Por ejemplo, la elasticidad del sector industrial en N1 es igual a -0.0603 (-0.6711 + 0.6110).

Tabla 3 – Sector Industrial: Coeficientes de Elasticidad

| Sector Industrial | | |
|----------------------------|-------------|-------------|
| Modelo Agregado | Corto Plazo | Largo Plazo |
| Elasticidad-Ingreso | 0,4788 | 1,3288 |
| Elasticidad-Precio | -0,2068 | -0,5739 |
| Coeficiente de Ajuste | 0,3603 | - |
| Modelo Desagregado | Corto Plazo | Largo Plazo |
| Elasticidad-Ingreso | 0,5942 | 1, 5783 |
| Elasticidad-Precio N1 | -0,0604 | -0,1604 |
| Elasticidad-Precio N2 | -0,2789 | -0,7407 |
| Elasticidad-Precio N3 y N4 | -0,6715 | -1,7836 |
| Coeficiente de Ajuste | 0,3765 | - |

Se observa que, en el corto plazo, la demanda de energía del sector industrial resulta inelástica ante cambios en el ingreso o precio. Sin embargo, existe una diferencia significativa entre el grado de sensibilidad de los usuarios de acuerdo al nivel de tensión.

Aquellos usuarios suministrados a N3 y N4 poseen una demanda más elástica (en términos relativos) ante cambios en los precios. Se recuerda que este es el caso de usuarios de mayor consumo medio.

En el largo plazo, se observa que la demanda se torna elástica ante cambios en el nivel de ingreso, y solo elástica ante cambios en el nivel de precios para los usuarios de N3 y N4.

2. SECTOR COMERCIAL

La tabla debajo presenta la salida del modelo agregado para el sector comercial.

Tabla 4 – Sector Comercial: Modelo Agregado

| Group variable: id | | | | Number of obs | = | 788 |
|-----------------------------------|-----------|-----------|-------|------------------|----------------------|-----------|
| Time variable: year | | | | Number of groups | = | 67 |
| Fixed effects | | | | Obs per group: | min = | 2 |
| | | | | | avg = | 11.76119 |
| (Estimation in first differences) | | | | | max = | 14 |
| kwh | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
| kwh | | | | | | |
| L1. | .6493526 | .0442033 | 14.69 | 0.000 | .5627157 | .7359896 |
| pib | .8366302 | .1876042 | 4.46 | 0.000 | .4689328 | 1.204328 |
| tmr | -.8654251 | .1393067 | -6.21 | 0.000 | -1.138461 | -.5923891 |
| _cons | 3004038 | 1396058 | 2.15 | 0.031 | 267814.1 | 5740262 |

El coeficiente R^2 del modelo resultó de **0,8444** y nuevamente se garantiza el cumplimiento de los supuestos del modelo de ajuste parcial.

Además, se verifica que las variables PIB y tarifa media real resultan significativas y de los signos correctos.

Llamativamente, se observa que, si bien inelástica, la demanda del sector comercial cuenta con un mayor grado de elasticidad que la demanda del sector industrial (valores cercanos a la elasticidad unitaria).

Una vez que se incluyen las variables dummies de pendiente por nivel de tensión, los resultados del modelo cambian (ver tabla debajo).

Tabla 5 – Sector Comercial: Modelo Desagregado

| Group variable: id | | | Number of obs | | | = | 788 |
|-----------------------------------|--------|-----------|------------------|--------|-------|----------------------|-----------|
| Time variable: year | | | Number of groups | | | = | 67 |
| Fixed effects | | | Obs per group: | | | min = | 2 |
| | | | | | | avg = | 11.76119 |
| (Estimation in first differences) | | | | | | max = | 14 |
| | kwh | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
| | kwh | | | | | | |
| | L1. | .574006 | .0380963 | 15.07 | 0.000 | .4993386 | .6486734 |
| | pib | 1.003392 | .1766025 | 5.68 | 0.000 | .6572578 | 1.349527 |
| | tmr | -3.104616 | .2527804 | -12.28 | 0.000 | -3.600057 | -2.609176 |
| | tmr_n1 | 2.778904 | .2719889 | 10.22 | 0.000 | 2.245815 | 3.311992 |
| | tmr_n2 | 2.366282 | .3406798 | 6.95 | 0.000 | 1.698561 | 3.034002 |
| | _cons | 4866772 | 1448608 | 3.36 | 0.001 | 2027552 | 7705992 |

El coeficiente R^2 del modelo desagregado resultó de **0,6655**. Se garantiza el cumplimiento de los supuestos del modelo de ajuste parcial y se observan los signos correctos en las elasticidades.

Al incluir las variable dummies de pendiente en la tarifa media real, es posible notar que existen diferencias significativas entre la elasticidad-precio de la demanda de los usuarios suministrados a N3 y N4, frente a los de N1 y/o N2.

Particularmente, la demanda de energía de los usuarios de N3 y N4 resulta muy elástica ante cambios en el precio. En cambio, cuando se suman los coeficientes asociados a las variables dummies de pendiente, la elasticidad-precio de la demanda se reduce nuevamente a valores inelásticos (N1 y N2).

Otro aspecto que llama la atención del modelo desagregado, es que, de acuerdo con los resultados del modelo, la demanda de energía del sector comercial posee una elasticidad unitaria ante cambios del ingreso.

Por último, la tabla debajo presenta el cálculo de los coeficientes de elasticidad-precio e ingreso de corto y largo plazo de ambos modelos, calculadas a partir de las ecuaciones del modelo de ajuste parcial.

Tabla 6 – Sector Comercial: Coeficientes de Elasticidad

| Sector Comercial | | |
|----------------------------|-------------|-------------|
| Modelo Agregado | Corto Plazo | Largo Plazo |
| Elasticidad-Ingreso | 0,8366 | 2,3860 |
| Elasticidad-Precio | -0,8654 | -2,4681 |
| Coeficiente de Ajuste | 0,3506 | - |
| Modelo Desagregado | Corto Plazo | Largo Plazo |
| Elasticidad-Ingreso | 1,0034 | 2,3554 |
| Elasticidad-Precio N1 | -0,3257 | -0,7646 |
| Elasticidad-Precio N2 | -0,7383 | -1,7332 |
| Elasticidad-Precio N3 y N4 | -3,1046 | -7,2879 |
| Coeficiente de Ajuste | 0,4260 | - |

En líneas generales, se obtienen conclusiones similares de las presentadas para el sector industrial. Demanda inelástica en el corto plazo (la única salvedad es el caso de los usuarios de N3 y N4) y sectores de mayor consumo medio con mayor grado de elasticidad frente a cambios en el precio (acordes con la teoría económica).

En lo que respecta al ingreso, dependiendo del modelo, el resultado en el corto plazo varía entre levemente entre inelástica y de elasticidad unitaria.

Finalmente, se observa que en el largo plazo la demanda se torna elástica ante cambios en todas las variables y para todos los niveles de tensión, con la excepción del N1, el cual permanece inelástico ante cambios en el precio.

3. SECTOR OFICIAL

La tabla debajo presenta la salida del modelo agregado para el sector oficial.

Tabla 7 – Sector Oficial: Modelo Agregado

| Group variable: id | | | | Number of obs | = | 711 |
|-----------------------------------|-----------|-----------|-------|------------------|----------------------|-----------|
| Time variable: year | | | | Number of groups | = | 61 |
| Fixed effects | | | | Obs per group: | min = | 2 |
| | | | | | avg = | 11.65574 |
| (Estimation in first differences) | | | | | max = | 14 |
| kwh | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
| kwh | | | | | | |
| L1. | .3944019 | .0344208 | 11.46 | 0.000 | .3269383 | .4618654 |
| pib | .8540118 | .1447656 | 5.90 | 0.000 | .5702765 | 1.137747 |
| tmr | -.8154369 | .1335872 | -6.10 | 0.000 | -1.077263 | -.5536109 |
| _cons | 6383583 | 1209695 | 5.28 | 0.000 | 4012625 | 8754541 |

El coeficiente R^2 del modelo resultó de **0,7286** y nuevamente se garantiza el cumplimiento de los supuestos del modelo de ajuste parcial. También se verifica que las variables PIB y tarifa media

real resultan significativas y de los signos correctos.

Se observan resultados prácticamente idénticos a los obtenidos para el sector comercial. La demanda de energía del sector oficial resulta levemente inelástica ante cambios en el ingreso y/o precio. Los coeficientes son muy cercanos a la unidad (casi tratándose de un caso de elasticidad unitaria).

Una diferencia llamativa frente al resto de los sectores productivos, es que el valor del coeficiente asociado al rezago de la variable dependiente resultó un 33% inferior a los anteriores (en el orden de 0,39 frente al 0,64 y 0,65 de los sectores industrial y comercial). Esto implica un mayor coeficiente de ajuste, que se traduce en una menor diferencia entre la elasticidad de la demanda de corto y largo plazo¹⁷.

La tabla debajo, presenta los resultados del modelo del sector oficial, pero desagregado por nivel de tensión.

Tabla 8 – Sector Oficial: Modelo Desagregado

| | | | |
|-----------------------------------|------------------|-------|----------|
| Group variable: id | Number of obs | = | 711 |
| Time variable: year | Number of groups | = | 61 |
| Fixed effects | Obs per group: | min = | 2 |
| | | avg = | 11.65574 |
| (Estimation in first differences) | | max = | 14 |

| kwh | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
|--------|----------|-----------|-------|-------|----------------------|-----------|
| kwh | | | | | | |
| L1. | .4107773 | .0336209 | 12.22 | 0.000 | .3448816 | .476673 |
| pib | .832434 | .1411815 | 5.90 | 0.000 | .5557233 | 1.109145 |
| tmr | -1.87917 | .2300255 | -8.17 | 0.000 | -2.330012 | -1.428328 |
| tmr_n1 | 1.577705 | .2691419 | 5.86 | 0.000 | 1.050196 | 2.105213 |
| tmr_n2 | 1.133434 | .3130392 | 3.62 | 0.000 | .5198889 | 1.74698 |
| _cons | 6197909 | 1047254 | 5.92 | 0.000 | 4145329 | 8250490 |

El coeficiente R^2 del modelo desagregado resultó de **0,7039**. Se garantiza además el cumplimiento de los supuestos del modelo de ajuste parcial y se observan los signos correctos en las elasticidades.

También se evidencia el hecho que, al incluir las variable dummies de pendiente, la elasticidad-precio de la demanda de los usuarios suministrados a N3 y N4 resulta superior (y elástica) a la de los sectores N1 y/o N2 (que permanece inelástica).

La tabla debajo presenta el cálculo de los coeficientes de elasticidad-precio e ingreso de corto y largo plazo de ambos modelos del sector oficial.

¹⁷ Teóricamente implica que, en el sector oficial, el cambio deseado en la demanda de energía ante un efecto externo se asemejará más al cambio efectivamente realizado en el período.

Tabla 9 – Sector Oficial: Coeficientes de Elasticidad

| Sector Oficial | | |
|----------------------------|-------------|-------------|
| Modelo Agregado | Corto Plazo | Largo Plazo |
| Elasticidad-Ingreso | 0,8540 | 1,4102 |
| Elasticidad-Precio | -0,8154 | -1,3465 |
| Coeficiente de Ajuste | 0,6056 | - |
| Modelo Desagregado | Corto Plazo | Largo Plazo |
| Elasticidad-Ingreso | 0,8324 | 1,4128 |
| Elasticidad-Precio N1 | -0,3015 | -0,5116 |
| Elasticidad-Precio N2 | -0,7457 | -1,2656 |
| Elasticidad-Precio N3 y N4 | -1,8792 | -3,1892 |
| Coeficiente de Ajuste | 0,5892 | - |

En lo que respecta al corto plazo, se observan resultados prácticamente idénticos a los del sector comercial. La demanda oficial resulta inelástica ante cambios en el ingreso y precio, con la salvedad del caso de los usuarios suministrados en los niveles N3 y N4 (nuevamente, de mayor consumo medio).

En cambio, al ser el coeficiente de ajuste un 33% más bajo que los casos anteriores, se observa una menor diferencia entre las elasticidades de corto y largo plazo. No obstante, con la salvedad de la elasticidad-precio de usuarios de N1, todas resultan elásticas en el largo plazo.

4. SECTOR RESIDENCIAL

La tabla debajo presenta la salida del modelo agregado para el sector residencial.

Tabla 10 – Sector Residencial: Modelo Agregado

| Group variable: id | | | Number of obs | = | 1968 | |
|-----------------------------------|-----------|-----------|------------------|-------|----------------------|-----------|
| Time variable: year | | | Number of groups | = | 152 | |
| Fixed effects | | | Obs per group: | min = | 2 | |
| | | | | avg = | 12.94737 | |
| (Estimation in first differences) | | | | max = | 14 | |
| kwh | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
| kwh | | | | | | |
| L1. | .4829663 | .0134039 | 36.03 | 0.000 | .4566951 | .5092374 |
| pibpc | 1.607501 | .4678282 | 3.44 | 0.001 | .6905745 | 2.524427 |
| pibpc2 | -7.61e-08 | 2.45e-08 | -3.11 | 0.002 | -1.24e-07 | -2.81e-08 |
| pob | .7639584 | .0596498 | 12.81 | 0.000 | .647047 | .8808698 |
| tmr | -.0794422 | .0378083 | -2.10 | 0.036 | -.1535451 | -.0053393 |
| _cons | -9529703 | 2292966 | -4.16 | 0.000 | -1.40e+07 | -5035572 |

El coeficiente R² del modelo resultó de **0,9079**.

En primer lugar, puede observarse en la salida econométrica exhibida, que la totalidad de las

variables incorporadas al modelo resultan significativas al 5%. Además, se observa que los signos hallados para los coeficientes resultan correctos:

- La demanda de energía varía positivamente ante aumentos del nivel de ingreso (signo positivo en la variable PIB per cápita), pero dicho efecto tiene carácter decreciente a medida que se incrementa el ingreso per cápita (signo negativo en el cuadrado del PIB per cápita).
- La demanda de energía varía negativamente ante un incremento del precio (tarifa media real). Sin embargo, se observa una elasticidad marcadamente baja (a comparación de la de los sectores productivos).
- Un incremento de la población tiene un efecto significativo positivo sobre la demanda de energía.

Además, cabe destacar que se garantiza el cumplimiento del modelo de ajuste parcial, ya que el coeficiente asociado al rezago de la variable dependiente se encuentra entre 0 y 1.

La tabla debajo, presenta los resultados del modelo del sector residencial, pero desagregado por estrato socioeconómico.

Tabla 11 – Sector Residencial: Modelo Desagregado

| Group variable: id | | | Number of obs | = | 1968 | |
|-----------------------------------|-----------|-----------|------------------|-------|----------------------|-----------|
| Time variable: year | | | Number of groups | = | 152 | |
| Fixed effects | | | Obs per group: | min = | 2 | |
| | | | | avg = | 12.94737 | |
| (Estimation in first differences) | | | | max = | 14 | |
| kwh | Coef. | Std. Err. | z | P> z | [95% Conf. Interval] | |
| kwh | | | | | | |
| L1. | .4824054 | .0133787 | 36.06 | 0.000 | .4561836 | .5086271 |
| pibpc | 1.624007 | .4670921 | 3.48 | 0.001 | .708523 | 2.539491 |
| pibpc2 | -7.73e-08 | 2.45e-08 | -3.16 | 0.002 | -1.25e-07 | -2.93e-08 |
| pob | .7642193 | .0595422 | 12.83 | 0.000 | .6475188 | .8809198 |
| tmr | .0137103 | .0577481 | 0.24 | 0.812 | -.099474 | .1268946 |
| tmr_el23 | -.1446086 | .0629704 | -2.30 | 0.022 | -.2680284 | -.0211889 |
| tmr_e4 | -.0640481 | .089307 | -0.72 | 0.473 | -.2390866 | .1109904 |
| _cons | -9608323 | 2296349 | -4.18 | 0.000 | -1.41e+07 | -5107561 |

El coeficiente R^2 del modelo residencial desagregado resultó de **0,7868**. Se garantiza además el cumplimiento de los supuestos del modelo de ajuste parcial.

En lo que respecta a los signos de los coeficientes asociados a las variables explicativas, se observa que, para el caso base (E5 y E6), la tarifa media real resulta apenas positiva. Sin embargo, se trata de un caso donde la variable no es estadísticamente significativa. Ello implica que, la demanda de energía de estos estratos es perfectamente inelástica ante cambios en el precio.

Por otro lado, los coeficientes asociados a las variables dummies de pendiente poseen valores negativos, pero es únicamente el grupo de estratos subsidiados (E1, E2 y E3) el que resulta significativamente distinto a cero. De esta forma, se asegura que la demanda de energía de los sectores de menores ingresos cuenta con un mayor grado de elasticidad frente a cambios en los precios.

Se entiende que esta serie de resultados es razonable, toda vez que los estratos E1, E2 y E3 cuentan con un nivel de ingresos menor y que se trata de usuarios que deben destinar una parte importante los mismos al gasto en consumo eléctrico. Tal como se mencionó previamente, este es uno de los factores que suele provocar un mayor grado de elasticidad.

No obstante, cabe destacar que la demanda de energía de dichos estratos resulta de todas formas marcadamente inelástica, especialmente si se compara con la de los sectores productivos.

Por último, se presenta en la tabla debajo el cálculo de los coeficientes de elasticidad-precio, ingreso y demográfica, tanto de corto como de largo plazo para cada uno de los modelos del sector residencial. Dado que la elasticidad-ingreso varía a medida que se incrementa el PIB per cápita, se presenta su valor promedio.

Tabla 12 – Sector Residencial: Coeficientes de Elasticidad

| Sector Residencial | | |
|-----------------------------|-------------|-------------|
| Modelo Agregado | Corto Plazo | Largo Plazo |
| Elasticidad-Ingreso | 1,6075 | 3,1091 |
| Elasticidad-Precio | -0,0794 | -0,1536 |
| Elasticidad-Demográfica | 0,7640 | 1,4776 |
| Coeficiente de Ajuste | 0,5170 | - |
| Modelo Desagregado | Corto Plazo | Largo Plazo |
| Elasticidad-Ingreso | 1,6240 | 3,1376 |
| Elasticidad-Precio E1-E2-E3 | -0,1309 | -0,2529 |
| Elasticidad-Precio E4 | -0,0503 | -0,0973 |
| Elasticidad-Precio E5-E6 | 0,0000 | 0,0000 |
| Elasticidad-Demográfica | 0,7642 | 1,4765 |
| Coeficiente de Ajuste | 0,5176 | - |

Se observa que, en el corto plazo, la demanda de energía del sector residencial resulta inelástica ante cambios en todas las variables, con la excepción del ingreso per cápita. Además, se verifica que, en lo que respecta específicamente a los precios, son los usuarios de los E1, E2 y E3 los que tienen un mayor grado de elasticidad. De hecho, se encontró que la demanda de energía de los usuarios de mayor nivel socio económico es perfectamente inelástica ante cambios en el precio de la energía (el gasto en energía de este grupo no representa una porción relevante de los ingresos).

El cumplimiento de los supuestos del modelo de ajuste a parcial, da cuenta que, en el largo plazo, la demanda de energía residencial se hace más elástica ante cambios en las variables explicativas.

CONCLUSIONES

En el presente estudio se ha llevado a cabo un análisis de la elasticidad-precio de la demanda de energía eléctrica de Colombia, diferenciado por sector (industrial, comercial, oficial y residencial), nivel de tensión y/o, estrato socioeconómico. Asimismo, se ha evaluado también la elasticidad de la demanda frente a otras variables de interés (ingreso y/o crecimiento demográfico).

La tabla a continuación resume los resultados alcanzados:

Tabla 13 – Resumen: Coeficientes de Elasticidad

| Variable | Corto Plazo | | | | Largo Plazo | | | |
|-----------------------------|-------------|---------|---------|---------|-------------|---------|---------|---------|
| Modelo Agregado | I | C | O | R | I | C | O | R |
| Elasticidad-Ingreso | 0,4788 | 0,8366 | 0,8540 | 1,6075 | 1,3288 | 2,3860 | 1,4102 | 3,1091 |
| Elasticidad-Precio | -0,2068 | -0,8654 | -0,8154 | -0,0794 | -0,5739 | -2,4681 | -1,3465 | -0,1536 |
| Elasticidad-Demográfica | - | - | - | 0,7640 | - | - | - | 1,4776 |
| Coeficiente de Ajuste | 0,3603 | 0,3506 | 0,6056 | 0,5170 | - | - | - | - |
| Modelo Desagregado | I | C | O | R | I | C | O | R |
| Elasticidad-Ingreso | 0,5942 | 1,0034 | 0,8324 | 1,6240 | 1,5783 | 2,3554 | 1,4128 | 3,1376 |
| Elasticidad-Precio N1 | -0,0604 | -0,3257 | -0,3015 | - | -0,1604 | -0,7646 | -0,5116 | - |
| Elasticidad-Precio N2 | -0,2789 | -0,7383 | -0,7457 | - | -0,7407 | -1,7332 | -1,2656 | - |
| Elasticidad-Precio N3 y N4 | -0,6715 | -3,1046 | -1,8792 | - | -1,7836 | -7,2879 | -3,1892 | - |
| Elasticidad-Precio E1-E2-E3 | - | - | - | -0,1309 | - | - | - | -0,2529 |
| Elasticidad-Precio E4 | - | - | - | -0,0503 | - | - | - | -0,0973 |
| Elasticidad-Precio E5-E6 | - | - | - | 0,0000 | - | - | - | 0,0000 |
| Elasticidad-Demográfica | - | - | - | 0,7642 | - | - | - | 1,4765 |
| Coeficiente de Ajuste | 0,3765 | 0,4260 | 0,5892 | 0,5176 | - | - | - | - |

En consistencia con los dictados de la teoría económica clásica, se encontró una relación negativa y significativa entre la demanda de energía y su la tarifa media real (variable precio).

En particular, se observó que el sector comercial es el de mayor grado de elasticidad, evidenciando incluso coeficientes cercanos o superiores a la unidad en el corto plazo (tomados en valores absolutos). De manera opuesta, el sector residencial es el que cuenta con el menor grado de elasticidad-precio.

A la hora de establecer diferencias por nivel de tensión, se encontró que, para todos los sectores productivos, aquellos usuarios de mayor nivel de tensión (y por lo tanto mayor consumo medio), resultan los de mayor elasticidad-precio de la demanda. Esto implica que este tipo de usuarios reaccionará de manera más sensible ante un cambio en el precio del bien.

Por otro lado, en lo que respecta al sector residencial, se corroboró que los usuarios de menor nivel socioeconómico poseen un grado superior de elasticidad-precio. En este caso, la justificación de los resultados hallados radica en que, a menor nivel de ingresos, es mayor la proporción de los mismos que debe destinarse al gasto por consumo eléctrico. Este factor se encuentra comúnmente asociado a un mayor grado de elasticidad.

La estimación de modelos de ajuste parcial permitió derivar la elasticidad de largo plazo de cada sector y tipo de usuario (estrato o nivel de tensión). Se evidenció que en el largo plazo los coeficientes tienden a incrementarse, llegando a ser en múltiples casos elásticos. Este resultado también se encuentra en línea con los postulados de la teoría económica.



Finalmente, se evaluaron elasticidades de otras variables de interés tales como el ingreso y/o el crecimiento demográfico (solo para el residencial). Se halló en ambos casos una relación significativa y positiva.

ANEXOS

1. CÁLCULO DE LA TARIFA MEDIA REAL

Para el cálculo de la tarifa media real se deben deflactar los valores de la tarifa media nominal por el Índice de Precios al Consumidor (IPC). De esta forma se logra filtrar los efectos de la inflación en el modelo analizado.

En primer lugar, cabe destacar que los valores de la tarifa media nominal anual para cada tipo de categoría tarifaria, departamento, nivel de tensión y/o estrato han sido obtenidos de la propia base SUI. La misma se define como el cociente entre la facturación por consumo (\$) y la energía consumida (KWh).

Una vez que se cuenta con la tarifa media nominal, el siguiente paso consiste en deflactar la misma por el IPC (obtenido del DANE). A continuación, se detalla las etapas de este proceso:

1. Se define un año base. A fines de mantener consistencia con el año base de la variable PIB real por departamento, se optó por definir al año 2015 como año base.
2. Para cada observación de la tarifa media nominal, se calcula el valor de la tarifa media real como el producto entre la misma y el valor del IPC para el año base, dividido por el valor del IPC para dicho año (t).

$$Tarifa\ Media\ Real_t = Tarifa\ Media\ Nomnal_t * \frac{IPC_{BASE}}{IPC_t}$$

2. PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Tabla 14 – Prueba de Raíz Unitaria: Energía Industrial

| | | | |
|--|----------------|----------------------------|---------|
| Fisher-type unit-root test for kwh | | | |
| Based on Phillips-Perron tests | | | |
| <hr/> | | | |
| Ho: All panels contain unit roots | | Number of panels | = 102 |
| Ha: At least one panel is stationary | | Avg. number of periods | = 12.80 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: T -> Infinity | |
| Panel means: | Included | | |
| Time trend: | Not included | | |
| Newey-West lags: 2 lags | | | |
| <hr/> | | | |
| | | Statistic | p-value |
| <hr/> | | | |
| Inverse chi-squared(202) | P | 518.3304 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -5.6112 | 0.0000 |
| Inverse logit t(504) | L* | -9.0102 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 15.7380 | 0.0000 |
| <hr/> | | | |
| P statistic requires number of panels to be finite. | | | |
| Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. | | | |

Elaboración Propia

Tabla 15 – Prueba de Raíz Unitaria: Energía Comercial

| | | | |
|--|----------------|------------------------|---------------|
| Fisher-type unit-root test for kwh Based on Phillips-Perron tests | | | |
| <hr/> | | | |
| Ho: All panels contain unit roots | | Number of panels | = 94 |
| Ha: At least one panel is stationary | | Avg. number of periods | = 11.18 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: | T -> Infinity |
| Panel means: | Included | | |
| Time trend: | Not included | | |
| Newey-West lags: | 2 lags | | |
| <hr/> | | | |
| | | Statistic | p-value |
| <hr/> | | | |
| Inverse chi-squared(164) | P | 461.5412 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -6.2199 | 0.0000 |
| Inverse logit t(399) | L* | -9.5578 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared Pm | | 16.4290 | 0.0000 |
| <hr/> | | | |
| P statistic requires number of panels to be finite. | | | |
| Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. | | | |
| <hr/> | | | |

Elaboración Propia

Tabla 16 – Prueba de Raíz Unitaria: Energía Oficial

| | | | |
|--|----------------|------------------------|---------------|
| Fisher-type unit-root test for kwh Based on Phillips-Perron tests | | | |
| <hr/> | | | |
| Ho: All panels contain unit roots | | Number of panels | = 95 |
| Ha: At least one panel is stationary | | Avg. number of periods | = 10.79 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: | T -> Infinity |
| Panel means: | Included | | |
| Time trend: | Not included | | |
| Newey-West lags: | 2 lags | | |
| <hr/> | | | |
| | | Statistic | p-value |
| <hr/> | | | |
| Inverse chi-squared(160) | P | 469.7537 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -9.5532 | 0.0000 |
| Inverse logit t(379) | L* | -12.4992 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared Pm | | 17.3158 | 0.0000 |
| <hr/> | | | |
| P statistic requires number of panels to be finite. | | | |
| Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. | | | |
| <hr/> | | | |

Elaboración Propia

Tabla 17 – Prueba de Raíz Unitaria: Energía Residencial

| | | | |
|--|----------------|------------------------|---------------|
| Fisher-type unit-root test for kwh Based on Phillips-Perron tests | | | |
| <hr/> | | | |
| Ho: All panels contain unit roots | | Number of panels | = 161 |
| Ha: At least one panel is stationary | | Avg. number of periods | = 13.51 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: | T -> Infinity |
| Panel means: | Included | | |
| Time trend: | Not included | | |
| Newey-West lags: | 2 lags | | |
| <hr/> | | | |
| | | Statistic | p-value |
| <hr/> | | | |
| Inverse chi-squared(310) P | | 808.1476 | 0.0000 |
| Inverse normal Z | | -1.3560 | 0.0875 |
| Inverse logit t(759) L* | | -7.8327 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared Pm | | 20.0061 | 0.0000 |
| <hr/> | | | |
| P statistic requires number of panels to be finite. | | | |
| Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. | | | |
| <hr/> | | | |

Elaboración Propia

Tabla 18 – Prueba de Raíz Unitaria: Tarifa Media Real Industrial

| | | | |
|--|----------------|------------------------|---------------|
| Fisher-type unit-root test for tmr Based on Phillips-Perron tests | | | |
| <hr/> | | | |
| Ho: All panels contain unit roots | | Number of panels | = 102 |
| Ha: At least one panel is stationary | | Avg. number of periods | = 12.80 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: | T -> Infinity |
| Panel means: | Included | | |
| Time trend: | Not included | | |
| Newey-West lags: | 2 lags | | |
| <hr/> | | | |
| | | Statistic | p-value |
| <hr/> | | | |
| Inverse chi-squared(202) P | | 298.3269 | 0.0000 |
| Inverse normal Z | | -0.6440 | 0.2598 |
| Inverse logit t(504) L* | | -2.2202 | 0.0134 |
| Modified inv. chi-squared Pm | | 4.7924 | 0.0000 |
| <hr/> | | | |
| P statistic requires number of panels to be finite. | | | |
| Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. | | | |
| <hr/> | | | |

Elaboración Propia

Tabla 19 – Prueba de Raíz Unitaria: Tarifa Media Real Comercial

| | | | |
|---|----------------|------------------------|---------------|
| Fisher-type unit-root test for tmr Based on Phillips-Perron tests | | | |
| <hr/> | | | |
| Ho: All panels contain unit roots | | Number of panels | = 94 |
| Ha: At least one panel is stationary | | Avg. number of periods | = 11.18 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: | T -> Infinity |
| Panel means: | Included | | |
| Time trend: | Not included | | |
| Newey-West lags: | 2 lags | | |
| <hr/> | | | |
| | | Statistic | p-value |
| <hr/> | | | |
| Inverse chi-squared(164) | P | 464.8021 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -4.2962 | 0.0000 |
| Inverse logit t(404) | L* | -10.0437 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 16.6090 | 0.0000 |
| <hr/> | | | |
| P statistic requires number of panels to be finite. Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. | | | |
| <hr/> | | | |

Elaboración Propia

Tabla 20 – Prueba de Raíz Unitaria: Tarifa Media Real Oficial

| | | | |
|---|----------------|------------------------|---------------|
| Fisher-type unit-root test for tmr Based on Phillips-Perron tests | | | |
| <hr/> | | | |
| Ho: All panels contain unit roots | | Number of panels | = 95 |
| Ha: At least one panel is stationary | | Avg. number of periods | = 10.79 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: | T -> Infinity |
| Panel means: | Included | | |
| Time trend: | Not included | | |
| Newey-West lags: | 2 lags | | |
| <hr/> | | | |
| | | Statistic | p-value |
| <hr/> | | | |
| Inverse chi-squared(160) | P | 332.8377 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -3.1025 | 0.0010 |
| Inverse logit t(374) | L* | -5.5507 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 9.6619 | 0.0000 |
| <hr/> | | | |
| P statistic requires number of panels to be finite. Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. | | | |
| <hr/> | | | |

Elaboración Propia

Tabla 21 – Prueba de Raíz Unitaria: Tarifa Media Real Residencial

| | | | |
|---|----------------|------------------------|---------------|
| Fisher-type unit-root test for tmr Based on Phillips-Perron tests | | | |
| <hr/> | | | |
| Ho: All panels contain unit roots | | Number of panels | = 161 |
| Ha: At least one panel is stationary | | Avg. number of periods | = 13.51 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: | T -> Infinity |
| Panel means: | Included | | |
| Time trend: | Not included | | |
| Newey-West lags: | 2 lags | | |
| <hr/> | | | |
| | | Statistic | p-value |
| <hr/> | | | |
| Inverse chi-squared(310) | P | 459.2600 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | 0.3258 | 0.6277 |
| Inverse logit t(764) | L* | -2.1511 | 0.0159 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 5.9944 | 0.0000 |
| <hr/> | | | |
| P statistic requires number of panels to be finite. Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. | | | |
| <hr/> | | | |

Elaboración Propia

Tabla 22 – Prueba de Raíz Unitaria: PIB

| | | | |
|---|----------------|------------------------|---------------|
| Fisher-type unit-root test for pib Based on Phillips-Perron tests | | | |
| <hr/> | | | |
| Ho: All panels contain unit roots | | Number of panels | = 161 |
| Ha: At least one panel is stationary | | Avg. number of periods | = 13.51 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: | T -> Infinity |
| Panel means: | Included | | |
| Time trend: | Not included | | |
| Newey-West lags: | 2 lags | | |
| <hr/> | | | |
| | | Statistic | p-value |
| <hr/> | | | |
| Inverse chi-squared(310) | P | 509.1983 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -6.3104 | 0.0000 |
| Inverse logit t(759) | L* | -6.8301 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 8.0000 | 0.0000 |
| <hr/> | | | |
| P statistic requires number of panels to be finite. Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. | | | |
| <hr/> | | | |

Elaboración Propia

Tabla 23 – Prueba de Raíz Unitaria: Población

| | | | |
|---|----------------|------------------------|---------------|
| Fisher-type unit-root test for pob Based on Phillips-Perron tests | | | |
| <hr/> | | | |
| Ho: All panels contain unit roots | | Number of panels | = 161 |
| Ha: At least one panel is stationary | | Avg. number of periods | = 13.51 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: | T -> Infinity |
| Panel means: | Included | | |
| Time trend: | Not included | | |
| Newey-West lags: | 2 lags | | |
| <hr/> | | | |
| | | Statistic | p-value |
| <hr/> | | | |
| Inverse chi-squared(310) | P | 1133.4464 | 0.0000 |
| Inverse normal | Z | -2.9649 | 0.0015 |
| Inverse logit t(444) | L* | -17.8761 | 0.0000 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 33.0704 | 0.0000 |
| <hr/> | | | |
| P statistic requires number of panels to be finite. Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. | | | |
| <hr/> | | | |

Elaboración Propia

Tabla 24 – Prueba de Raíz Unitaria: PIB per Cápita

| | | | |
|---|----------------|------------------------|---------------|
| Fisher-type unit-root test for pibpc Based on Phillips-Perron tests | | | |
| <hr/> | | | |
| Ho: All panels contain unit roots | | Number of panels | = 161 |
| Ha: At least one panel is stationary | | Avg. number of periods | = 13.51 |
| AR parameter: | Panel-specific | Asymptotics: | T -> Infinity |
| Panel means: | Included | | |
| Time trend: | Not included | | |
| Newey-West lags: | 2 lags | | |
| <hr/> | | | |
| | | Statistic | p-value |
| <hr/> | | | |
| Inverse chi-squared(310) | P | 373.4521 | 0.0078 |
| Inverse normal | Z | -2.3539 | 0.0093 |
| Inverse logit t(759) | L* | -2.1108 | 0.0176 |
| Modified inv. chi-squared | Pm | 2.5483 | 0.0054 |
| <hr/> | | | |
| P statistic requires number of panels to be finite. Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels. | | | |
| <hr/> | | | |

Elaboración Propia