



Universidad de
San Andrés

Universidad de San Andrés
Departamento de Economía
Maestría en Economía

Estimación de elasticidades de corto y largo plazo del
consumo de energía eléctrica residencial ante cambios
significativos en los precios e ingresos: Evidencia para
Tucumán, Argentina 2003-2019

Mariana KESTELMAN BORGES
DNI 36.584.677

Mentor: Alejandro DANON

Victoria, Buenos Aires
Octubre 2020

Mariana KESTELMAN BORGES

Estimación de elasticidades de corto y largo plazo del consumo de energía eléctrica residencial ante cambios significativos en los precios e ingresos: Evidencia para Tucumán, Argentina 2003-2019

Resumen

Argentina ha presentado un cambio significativo en la política tarifaria de los servicios públicos en los últimos 15 años. Desde 2003 hasta 2015, los precios reales cayeron en un 73% debido a la combinación del congelamiento de precios y la inflación, mientras que desde 2016 aumentaron 220%. Este contexto genera un excelente marco para el objetivo de este trabajo que es estimar las elasticidades precio e ingreso, tanto de largo como de corto plazo de la demanda residencial de energía eléctrica.

La estimación de un modelo de vectores de corrección de errores (VEC) resulta óptima debido a posibilitar el análisis de la dinámica de corto y largo plazo, apropiada a la demanda derivada de bienes durables, y a las características estadísticas de las series de tiempo asociadas a su estudio. El escenario y la aplicación de esta metodología hacen a este trabajo novedoso en la literatura asociada actual.

Los resultados alcanzados sugieren que el consumo de energía es inelástico en el largo plazo con respecto al ingreso (0.24) y al precio (-0.28). En el corto plazo, únicamente resulta significativo la elasticidad precio. Por último, el término de corrección de error indica un rápido ajuste del consumo energía eléctrica. Los resultados son similares a estudios previos y son robustos cuando se realizan diferentes especificaciones del VEC e incluso cuando se utilizan datos de panel, indicando estabilidad de los parámetros ante esta magnitud de shocks en los precios.

Palabras Claves: Demanda Residencial de electricidad, Elasticidades, Cointegración, Modelo de Corrección de error

Código JEL: C22, Q41, Q43

Estimating short and long run elasticities for residential electricity demand in a context of significant changes in prices and income: Evidence for Tucumán, Argentina 2003-2019

Abstract

The pricing of public utilities in Argentina has presented significant changes over the last fifteen years. In the period between 2003 and 2015, real prices of electricity fell by 73% due to a combination of a tariff freeze and high inflation. In stark contrast, after 2016 prices increased by 220%. This paper takes advantage of the context generated by these large variations in order to estimate income and price elasticities of the aggregate residential electricity demand.

The estimation of a Vector Error Correction (VEC) model is a natural choice for this goal, as it allows to study the short and long run dynamics, appropriate in the context of a derived demand from durable goods consumption, and well suited to accommodate the statistical properties of the time series in the data. Moreover, this paper makes a novel contribution to the existing literature due both to the scenario considered, as well as the application of this methodology to the problem of estimating elasticities.

Results suggest that electricity demand is inelastic in the long run both with respect to income (0.24) and prices (-0.28). In the short run, only the estimates for the price elasticity are statistically significant. Finally, the error correction term suggests that electricity demand adjusts rapidly. These results are in line with previous estimates in the literature (for other countries) and are also robust to different specifications of the VEC and the use of panel data, suggesting that parameters are stable even after large shocks in prices.

Keywords: Residential Electricity Demand, Elasticities, Cointegration, Error Correction Model

JEL: classification C22, Q41, Q43

1. Introducción

La demanda residencial de energía eléctrica y sus determinantes son de crucial importancia para el análisis de la política energética de una economía. El suministro de electricidad requiere la operación de plantas generadoras que demandan altas inversiones de capital y un tiempo considerable de ejecución (aproximadamente de 4 a 10 años) y además se caracterizan por una prolongada vida útil. Por lo tanto, el conocimiento de los determinantes de la demanda de electricidad, así como su pronóstico preciso, son de extrema importancia para el diseño de una política energética efectiva para satisfacer las necesidades actuales de la población y, al mismo tiempo, para anticipar sus necesidades futuras. Este trabajo tiene como objetivo la estimación de elasticidades precio e ingreso de corto y largo plazo de la demanda de energía eléctrica residencial de la provincia de Tucumán. Se considera únicamente a los usuarios residenciales por dos motivos. El primero de ellos está asociado a la relevancia del sector residencial en el consumo de energía de toda la provincia, ya que esta categoría hoy representa el mayor porcentaje de consumo sobre el total de la provincia (50% en el período analizado) y además es un sector cuya importancia es creciente en el total del sistema. El segundo motivo está asociado con la noción de que es esperable que los usuarios residenciales presenten un comportamiento similar entre sí en la demanda de energía respecto a su uso económico.

Tanto a nivel nacional como internacional la estimación de la demanda residencial de energía ha sido centro de atención de diferentes estudios para analizar el comportamiento de los usuarios con el objetivo de utilizar esta información en la toma de decisiones de políticas públicas. Este trabajo aprovecha el contexto particular de Argentina, que lo convierte en un interesante caso de estudio, ya que en los últimos años ha experimentado modificaciones significativas en la política tarifaria de energía eléctrica. El período analizado en este trabajo puede ser dividido en dos etapas diferentes. La primera de ellas, en donde el precio real de la energía percibido por el usuario cayó en un 73% debido a la combinación del congelamiento de precios establecido por la crisis de diciembre del 2001 y la creciente inflación. Y una segunda etapa a partir de diciembre del 2015 donde el precio real de la energía creció de forma sostenida hasta alcanzar un aumento real del 220% al finalizar el período analizado. Estos cambios dan lugar a un interesante escenario para el análisis de las elasticidades del consumo residencial.

Es importante destacar que el consumo de energía eléctrica presenta algunas particularidades que es preciso tener en consideración a la hora de su estudio. La primera de ellas, a diferencia de la mayoría de los bienes que se consumen en el mercado habitualmente, no se consume de forma directa. Los usuarios residenciales demandan energía eléctrica para utilizarla junto con otros bienes para satisfacer una determinada necesidad que es el verdadero motivo por el cual se generó la demanda de energía. Las casas de los usuarios cuentan con numerosos electrodomésticos destinados a satisfacer distintas necesidades que requieren de energía eléctrica para funcionar. Estos equipos (los electrodomésticos) forman parte de la segunda particularidad, ya que todos son bienes durables. Esto implica que para modificar el patrón de consumo de electricidad de un determinado hogar es preciso cambiar o modificar el patrón con el cual se utiliza los equipos o más aún adquirir equipos diferentes. Por

lo tanto, la capacidad de realizar cambios en el consumo en el largo o en corto plazo será muy diferente. Esto motiva el análisis diferenciado de la dinámica del consumo considerando la estimación de diferentes elasticidades en el corto y el largo plazo (Berndt E., 1991).

El modelo de corrección de errores vectoriales (VECM) es el elegido en este estudio ya que permite el análisis de la dinámica de corto y largo plazo. Además esta metodología resulta apropiada al analizar las características estadísticas de las series de tiempo utilizadas en el estudio. A partir del modelo planteado, este trabajo busca interpretar los coeficientes de la estimación y darle un carácter estructural a dicha estimación más allá de una lógica correlación.

Los datos utilizados son trimestrales correspondientes al período 2003-2019 para la provincia de Tucumán. La elección del período se debe a la presencia de cambios significativo en la política tarifaria. Por otra parte, la elección de la provincia de Tucumán esta fundamentada en la existencia de un facturador diseñado para estimar con gran precisión el valor final de la factura recibida por los usuarios, lo que resulta esencial para estimar la elasticidad precio.

Los resultados obtenidos fueron robustos a distintas especificaciones del modelo. Se consideraron distintos lags, dummies centradas y la presencia o no de tendencia. Por otra parte, se estimó un modelo de datos de panel con efectos fijos para analizar la robustez de los resultados de corto plazo.

Además, otro aporte de este trabajo es la realización de un extenso *survey* de la literatura en el tema tanto para Argentina como para otros países. Se realizó la distinción entre diversas metodologías utilizadas en la literatura y se diferenció los resultados según correspondan a estimaciones de corto y de largo plazo.

Este trabajo cuenta con ocho secciones. En la segunda sección se realiza una detallada descripción de la literatura en el tema tanto a nivel internacional como nacional. La tercera sección cuenta con la descripción del contexto nacional y provincial respecto a la política tarifaria de la energía eléctrica. La cuarta y quinta sección describen la metodología y los datos utilizados respectivamente. En la sexta sección se presentan los resultados de este estudio, y en la séptima sección se realiza un análisis de robustez de los mismos. Y por último, la octava sección presenta las principales conclusiones de este trabajo y las sugerencias para futuras investigaciones.

2. Revisión de la literatura

Existe una extensa literatura dedicada a la estimación de los coeficientes de elasticidades precio e ingreso de la demanda de energía eléctrica tanto en países en desarrollo como en países desarrollados. Los resultados claramente dependen de las variables, los métodos y de la frecuencia de los datos elegidos.

En general, es posible dividir la literatura existente en el tema en dos enfoques diferentes. El primero de ellos, es aquel que utiliza datos agregados considerando variables como el consumo, precio e ingreso acompañado por otros factores como la urbanización o el clima del lugar de estudio entre otros. El segundo enfoque es aquel que utiliza micro datos para la estimación de la demanda de energía residencial. Este trabajo utilizará el primer enfoque considerando variables como el consumo

promedio, el precio real promedio por KWh consumido e ingreso promedio real per cápita. La revisión bibliográfica realizada en este trabajo analizará ambos enfoques.

El primer estudio econométrico de la demanda de electricidad, el cual utilizó un análisis de corte transversal con microdatos, fue realizado para Reino Unido por deHouthakker (1951). El autor asumió la presencia de una función de demanda estable y mostró resultados que sugieren que la demanda de electricidad era significativamente sensible a cambios en los precios e ingresos.

Otro trabajo pionero en el análisis de la demanda de energía es el realizado por Fisher y Keysen en 1962 donde estimaron la demanda de energía eléctrica de usuarios residenciales tanto en el largo como en el corto plazo. Los autores utilizaron datos sobre el stock de electrodomésticos e incluyeron no sólo el nivel sino también el cambio en el stock de electrodomésticos y sus tasas de utilización. Los autores reconocieron los potenciales defectos de los datos utilizados, lo cual motivó que los futuros estudios del tema utilicen modelos que contemplen los equipamientos en forma indirecta.

Halicioglu (2007) realiza un análisis de la demanda residencial de energía eléctrica en Turquía para el período 1968-2005. Este trabajo se encuentra motivado por los cambios significativos ocurridos en 2001 en la política de regulación de energía en dicho país. A través de un análisis de series de tiempo el autor realiza la estimación de las elasticidades de largo y de corto plazo para el ingreso y el precio. Este trabajo realiza la estimación de modelos con diferentes rezagos a partir de distintos criterios de información. Los resultados obtenidos por el modelo más adecuado de acuerdo a su *performance* reflejan una elasticidad de ingreso de corto plazo de 0.44 y una elasticidad de largo plazo de 0.70. Por otra parte la elasticidad precio de largo plazo es de -0.52 mientras que en el corto plazo es de -0.33.

Dergiades y Tsoufidis (2008) realizan un análisis de la demanda de energía eléctrica utilizando datos anuales de 1965-2006 para Estados Unidos. En el análisis se consideraron como variables explicativas del consumo de energía eléctrica al precio de la energía, al ingreso, al precio del gas, a las condiciones climáticas y el stock de ocupación de los hogares. Esta última variable se presenta como una innovación para ser utilizada como *proxy* del stock de equipos que consumen energía eléctrica. Los autores utilizan un modelo ADRL para la estimación de las elasticidades de largo y de corto plazo. Las elasticidades de largo plazo otorgaron un valor de 0.27 para la elasticidad ingreso, y -1.07 para el precio. En el corto plazo los valores obtenidos por los autores son significativamente más pequeños. Las elasticidades de corto plazo otorgaron un valor de 0.10 para la elasticidad ingreso y -0.39 para el precio¹.

Zachariadis y Pashourtidou (2007) presentan el primer análisis empírico del consumo de energía eléctrica en Chipre. Los autores utilizaron datos anuales de 1960 a 2004 del consumo de electricidad en el sector residencial y los sectores de servicios² y su interacción con los ingresos, los precios y el clima. El análisis fue realizado con metodología de series de tiempo estimando un vector de corrección de error.

¹En el largo plazo las elasticidades estimadas para las restantes variables utilizadas en el estudio fueron 0.73 para el clima, 0.20 para el precio del gas, y 1.54 para la variable de stock de equipamientos. En el corto plazo las elasticidades fueron de 0.26 para el clima, 0.01 para el precio del gas, y 0.56 para la variable de stock de equipamientos

²Estos sectores fueron elegidos para el estudio, ya que son considerados como los de mayor crecimiento dentro de la isla.

Los resultados muestran que las elasticidades a largo plazo del uso de electricidad se encuentran por encima de la unidad para el ingreso, y -0.43 para el precio. En cambio, en el corto plazo no resultan significativos ni la elasticidad precio ni la elasticidad ingreso³. Las pruebas de causalidad de Granger confirman la exogeneidad de los precios de la electricidad y la causalidad bidireccional entre el consumo de electricidad residencial y el ingreso. Por otra parte, el sector comercial es menos elástico y vuelve más rápido al equilibrio que el residencial. Un importante aporte realizado por el trabajo de Zachariadis y Pashourtidou es la incorporación de unas variables asociadas a las condiciones climáticas⁴.

Nayan y Smyth (2005) realizan estimaciones de elasticidades a corto y largo plazo de la demanda residencial de electricidad en Australia utilizando el procedimiento de prueba de límites para la cointegración. El estudio considera a la temperatura y el precio del gas además del propio precio y el ingreso real per capita. En el largo plazo, el ingreso real per cápita y el precio son los determinantes más importantes de la demanda de electricidad residencial, mientras que la temperatura es significativa en algunas ocasiones y el precio del gas no es significativo⁵. En el largo plazo las elasticidades del ingreso obtenidas fueron de 0.32 y 0.41 para los distintos modelos. Las magnitudes estimadas para el corto plazo son muy pequeñas y estadísticamente no significativas en ambos modelos. Los coeficientes de elasticidad precio tienen signo negativo tanto en el corto como en el largo plazo, y son estadísticamente significativos. En el largo plazo, la elasticidad precio de la demanda es -0.54, mientras que a corto plazo es -0.26⁶.

Kamerschen y Porter (2004) estiman la demanda de electricidad para diferentes sectores (residencial, industrial y total) mediante un enfoque de ajuste parcial y un enfoque de ecuación simultánea. El enfoque de ecuación simultánea sugiere que los usuarios residenciales son más sensibles a los precios que los usuarios industriales. El clima parece tener el mayor impacto en el sector residencial, y el clima frío parece afectar más la demanda que el clima cálido. Las elasticidades precio estimadas oscilan entre -0.85 y -0.94 para los usuarios residenciales mientras que la elasticidad con Producto Bruto Interno se encuentra entre 0.65-0.68.

George Hondroyannis (2004) realiza un análisis de la demanda de energía y sus principales determinantes en el corto y largo plazo. Este trabajo a diferencia de los mencionados anteriormente se realizó con datos de frecuencia mensual. El análisis considera el ingreso real, el precio real y las condiciones climáticas. La metodología utilizada para la estimación es un vector de corrección de error (VECM). Los coeficientes estimados para el largo plazo indican que la elasticidad ingreso es de 1.56,

³En el corto plazo el consumo se ve afectado por las fluctuaciones climáticas.

⁴Los coeficientes de las variable de *Heating Degree Days* o *Cooling Degree Days* son muy significativos, tanto para el consumo de electricidad residencial como comercial, con elasticidades de 0.21 y 0.08 respectivamente. Aunque las elasticidades son predeciblemente bajas, su importancia radica en la evidencia de la conveniencia de incluir la variables asociadas al clima en el análisis.

⁵En este trabajo se estiman dos modelos ARDL diferentes. El primero de ellos donde cada una de las variables precio es considerada por separado (esto sería la especificación tradicional) y un segundo modelo con una única variable como precio relativo.

⁶La elasticidad del precio del gas natural tiene signo positivo, y no resulta significativa estadísticamente ni en el largo ni en el corto plazo. Mientras que los coeficientes obtenidos para la variable asociada al clima presentan signo positivo y significativo.

y para la elasticidad precio -0.41 ⁷. La velocidad de ajuste dada por el termino de corrección de error es -0.22. Por otra parte, la elasticidad ingreso de corto plazo es 0.20 y la elasticidad precio no resulto estadísticamente significativa. Además, este trabajo centra su atención en la estabilidad de la estimación de la demanda, lo cual es de vital importancia a la hora del diseño de políticas públicas.

Meher (2020) realiza la estimación y el *forecast* de la demanda de energía eléctrica para Odisha (India). La estimación es realizada con un modelo ARDL con datos anuales. Los resultados exponen que tanto el precio como el ingreso son determinantes significativos en la demanda de energía eléctrica. En el largo plazo ambas elasticidades superan la unidad, la elasticidad ingreso toma un valor de 1.5983 mientras que la elasticidad precio es de -1.9667. Por otra parte, en el corto plazo los valores son de 0.5268 y -0.6483 para las elasticidades ingreso y precio respectivamente.

Narayan, Narayan y Popp (2010) realiza una análisis de largo plazo de la relación del consumo de energía eléctrica y el producto bruto interno para diferentes países, en el caso de Argentina los resultados sugieren que el PBI tiene un impacto de 0.43 sobre el consumo.

Continuando el estudio de la literatura a continuación se hará foco en investigaciones destinadas a estudiar las estimaciones de elasticidades para Argentina.

Bastos, Castro, Cristia y Scartascini (2011) realizan un análisis de políticas en el consumo de energía en Argentina. Puntualmente, la investigación tiene como objetivo estimar el impacto en el consumo de cambios en el precio del servicio de gas. La metodología elegida por los autores es una estimación por *regression-discontinuity*⁸. El resultado de este trabajo sugiere que el aumento del precio provocó una disminución del consumo. Por lo tanto, la intervención por medio de un mecanismo de precios resulta una buena herramienta dentro de las políticas públicas. Un aumento del 25 % del precio reduce el consumo residencia del gas natural en metros cúbicos en 3.8 % en los dos meses posteriores.

Casarin y Delfino (2011) realizan estimaciones de elasticidades para la demanda de energía eléctrica para Gran Buenos Aires en el período 1997-2006. Los autores consideran además de las variables precio e ingreso, las condiciones climáticas y el stock de aires acondicionados. Para realizar la estimación utilizan un vector de corrección de error. La elasticidad precio obtenida de largo plazo fue de -0.20 y la de corto plazo de -0.10. Por otra parte, la elasticidad ingreso de largo plazo obtuvo un valor de 1.26 mientras que en el corto plazo esta variable no resultó significativa. Este trabajo se destaca por la incorporación de la variable asociada al stock de equipos de aires acondicionados.

Hancevic y Navajas (2015) realizan un importante aporte sobre el estudio de la

⁷En el largo plazo la elasticidad de la variable clima es -0.19, lo cual implica que un caída en temperatura promedio ponderada produce un aumento en el largo plazo en el consumo de energía.

⁸Para el diseño de **regression-discontinuity** se utilizó como corte el momento donde una determinada categoría presentó una la suba del precio significativamente más alta que otro grupo. El precio del gas se encontraba congelado previamente a esta suba registrada y la nueva medida implicaba que los usuarios en la categoría R33 enfrentaban el aumento total de las tarifas, mientras que los consumidores en la R32 enfrentaban solo un aumento parcial. Esta diferencia en las tarifas para los dos grupos le permitió a los autores explotar esta discontinuidad para identificar los efectos causales del aumento de tarifas de mayo de 2009 en la demanda de gas natural residencial en el área metropolitana de Buenos Aires.

demanda de energía eléctrica para Argentina. Esta investigación utiliza microdatos del área metropolitana de Buenos Aires y se enfoca en el estudio del consumo de electricidad de los hogares asociado a las características socioeconómicas, de equipamiento y de localización. Los datos utilizados en este trabajo son obtenidos a partir de la ENGHO 2004/2005. La metodología utilizada para la estimación es una regresión cuantílica. En esta investigación los determinantes de la demanda fueron separados en cuatro diferentes grupos. En el primero de ellos se incluyen las variables convencionales de ingreso y característica del hogar como cantidad de miembros, o habitaciones. El segundo grupo de variables incorpora características exclusivas del jefe del hogar. Por otra parte el tercer grupo contiene información sobre el uso de energía alternativa (como gas natural o gas envasado) o equipamiento de climatización (calefacción o refrigeración). Por último, el cuarto grupo contiene variables asociadas a las características de las jurisdicciones, diferencias entre casas y departamento, diferencias de acuerdo al estatus del propietario o inquilino, y además se consideran características de la construcción de la vivienda. Los resultados obtenidos sugieren un valor entre 0.20-0.30 para la elasticidad ingreso dependiendo del cuantil analizado, además de una gran importancia de la accesibilidad al gas y de la utilización de los equipos de refrigeración. La elasticidad ingreso es significativamente inferior que las elasticidades de las características del hogar como así también la elasticidad de accesibilidad al gas. Cabe destacar que la variable precio no es considerada en el análisis en este trabajo.

Margulis (2014) realiza un análisis de los determinantes de la demanda residencial de energía eléctrica en Argentina. Este trabajo utiliza microdatos provenientes de la ENGHO 2004/2005 con un análisis de corte transversal. Los resultados obtenidos indican que la elasticidad ingreso de corto plazo es de 0.27 mientras que la elasticidad precio es -0.23⁹. Este trabajo destaca las diferencias de magnitudes entre las elasticidad precio e ingreso con los coeficientes de las variables asociadas a las características del hogar y de los habitantes. Donde estos últimos son significativamente mayores en valor absoluto.

El último antecedente que se mencionará en esta sección es el trabajo realizado por Danon y San Millán para la Revisión Tarifaria Integral (RTI) donde realizan un análisis de serie de tiempo para la demanda de energía y potencia para la provincia de Salta. Los resultados obtenidos sugieren que la elasticidad ingreso es 0.29 mientras que la elasticidad precio es -0.27. Este antecedente es el más próximo en la literatura a la estimación de las elasticidades precio e ingreso para la provincia de Tucumán.

El cuadro 1 que se coloca a continuación expone un resumen de los resultados obtenidos en los diferentes trabajos citados en esta sección. El mismo identifica autor, metodología, datos, elasticidades de corto plazo, elasticidades de largo plazo y observaciones. En la identificación de elasticidades de largo y corto plazo se concentra únicamente en las variables ingreso y precio. Otras variables que hayan sido incluidas en los diferentes estudios se encuentran indicados en las observaciones.

⁹En este trabajo el precio es simulado, la estimación realizada por el autor es el ratio entre el total de la facturación sobre la cantidad de energía consumida. Se tiene en consideración la parte impositiva también. El monto elegido en este trabajo es la mediana de la muestra.

Paper	Metodología	Datos	Corto plazo	Largo Plazo	Observaciones
deHouthakker (1951)	Análisis de corte transversal	Micro datos para Reino Unido			La demanda de electricidad es muy sensible a cambios en el precio y a cambios en el ingreso.
Halicioglu (2007)	Análisis de series de tiempo	Datos de la demanda residencial para Turquía en el período 1968-2005.	Elasticidad Ingreso 0.44. Elasticidad Precio -0.33	Elasticidad Ingreso 0.70. Elasticidad precio -0.52	
Dergiades y Tsoufidis (2008)	Análisis de series de tiempo	Datos anuales para Estados Unidos en el período 1965-2006	Elasticidad Ingreso 0.101. Elasticidad Precio: -0.386	Elasticidad Ingreso 0.2728. Elasticidad Precio -1.0652	La elasticidad con el clima fue 0.7264 (LP) y 0.263 (CP). El precio del gas obtuvo una elasticidad de 0.1990 (LP), y 0.014 (CP). La elasticidad para el stock de equipamiento fue 1.54 (LP) y 0.560 (CP).
Zachariadis y Pashourtidou (2007)	Análisis de series de tiempo	Datos anuales para Chipre para el período 1960-2004.	No resultan significativas	Elasticidad Ingreso: 1.175. Elasticidad precio: -0.43	En el CP la elasticidad asociada al clima es significativa e igual 0.209
Narayan y Smyth (2005)	Análisis de series de tiempo	Datos anuales para Australia para el período 1966- 1999.	Las elasticidades ingreso no resultaron significativas. Elasticidades precio: -0.263	Las elasticidades ingreso obtenidas fueron de 0.323 y 0.408. La elasticidad precio fue -0.541.	El precio del gas natural no resulta significativo estadísticamente ni en LP, ni en CP.
Kamerschen y Porter (2004)	Análisis de series de tiempo	Datos anuales para Estados Unidos para el período 1973- 1998.		Las elasticidades precio estimadas oscilan entre -0.85 y -0.94. Las elasticidades ingreso obtenidas se encuentran en el intervalo 0.65-0.68.	
George Hondroyiannis (2004)	Análisis de series de tiempo	Datos mensuales para Grecia para el período 1986-1999	La elasticidad ingreso: 0.20 . Elasticidad precio no fue significativa estadísticamente.	Elasticidad ingreso es de 1.56. Elasticidad precio -0.41.	La elasticidad asociada al clima es -0.19 en LP.
Meher (2019)	Análisis de series de tiempo	Datos anuales de Odisha (India) para el período 1981- 2017.	Elasticidad Ingreso: 0.5268. Elasticidad precio: -0.6483.	Elasticidad ingreso: 1.5983. Elasticidad precio: -1.9667	
Narayan, Narayan y Popp (2010)	Análisis de series de tiempo	Datos anuales para 93 países para el período 1980-2006.			Para Argentina se observó que la elasticidad del PBI es de 0.43.
Bastos, Castro, Cristia y Scartascini (2011)	Regression discontinuity	Muestra de 7200 consumidores residenciales de gas para un período de 12 meses.			Un aumento del 25 % del precio reduce el consumo residencia del gas natural en metros cúbicos en 3.8 % en los dos meses posteriores.
Hancevic y Navajas (2015)	Análisis de corte transversal. Regresión cuantílica	Micro datos de ENGHO 2004/2005 para el area metropolitana de Buenos Aires		Las elasticidades ingreso se encontraban entre 0.2-0.3 para todos los cuantiles	
Margulis (2014)	Análisis de corte transversal	Micro datos de ENGHO 2004/2005 para todas las provincias de Argentina.			La elasticidad ingreso fue de 0.27 y la elasticidad precio -0.23
Danon y San Millán (2017)	Análisis de series de tiempo	Datos agregados para la provincia de Salta	La elasticidad precio fue -0.274 y la elasticidad ingreso fue 0.293		
Casarin y Delfino (2011)	Análisis de series de tiempo	Datos agregados para Gran Buenos Aires	La elasticidad precio fue -0.10 y la elasticidad ingreso no fue significativa	La elasticidad ingreso fue de 1.26 y la elasticidad precio -0.20	

Cuadro 1: Resumen de la bibliografía

Este trabajo da lugar a un análisis de series de tiempo, lo cual lo diferencia de otros estudios realizados para Argentina. Se realizará la estimación de un modelo VEC que permite capturar la dinámica de corto y largo plazo de la demanda de energía. Esto resulta de importancia en análisis de demandas derivadas de bienes durables. Además, el período analizado en este trabajo cuenta con un contexto de cambios significativos en los precios e ingresos.

3. Contexto nacional y provincial

Como se mencionó en la sección anterior la posibilidad de realizar un estudio de las elasticidades del consumo de energía eléctrica en un contexto de cambios significativos en la política tarifaria es una de las principales características de este trabajo. Es por ello, que esta sección está destinada a describir la evolución de la política tarifaria en Argentina durante el período analizado en este trabajo. También se estudiará la evolución del ingreso y del consumo de energía.

El período analizado puede ser dividido en dos a partir de las características de la política tarifaria. El primero de ellos de 2003-2015, posterior a la crisis de 2001, el cual se encuentra caracterizado por la combinación del congelamiento de precios e inflación. Mientras que el segundo período de 2016 en adelante se caracteriza por el objetivo de actualización de las tarifas.

En el primer período, la crisis económica vivida en Argentina en diciembre 2001 había afectado al sector energético al igual que a toda la economía. El gobierno teniendo en cuenta el contexto económico del país (el abandono de la Ley de Convertibilidad a principio de 2002, la fuerte devaluación y la inflación emergente) determinó que las tarifas de los servicios públicos permanecieran nominalmente congeladas (en los valores corrientes de diciembre de 2001). En el año 2003 las tarifas de la gran mayoría de los servicios públicos permanecían aún congeladas como también se encontraban regulados algunos precios que hasta el 2001 habían sido determinados en forma competitiva como es el caso de la generación eléctrica del Mercado Mayorista (MEM). La política elegida por el estado fue la postergación de las negociaciones contractuales todo lo posible y la aplicación de subsidios para así lograr cubrir la mayor parte de los costos de mantenimiento o ampliación de la cobertura en los casos que fuera necesario¹⁰. A mediados de 2006 el estado había permitido una recuperación parcial de los precios mayoristas de la energía, que antes eran definidos en mercados competitivos, estableciendo precios regulados diferenciales según los costos individuales de cada generador o las distintas categorías de clientes. Por otra parte, se otorgaron subsidios crecientes para compensar los mayores costos operativos o financiar nuevas inversiones (mediante MEM y la compensación a generadores térmicos a través de CAMMESA) (Urbizondo, 2016). En la figura 1 es posible observar como en el año 2006 comienza aumentarse la brecha entre el precio monómico y el precio monómico estacional en dólares.

¹⁰Durante este período las políticas implementadas fueron tendientes a otorgarle al estado una participación activa en la decisión, ejecución y financiación de inversión en los servicios públicos en general; pero también hubo otras medidas como fueron por ejemplo la creación de fondos fiduciarios para pagar inversiones que fueran decididas en el sector público y de nuevas empresas en el área energética.

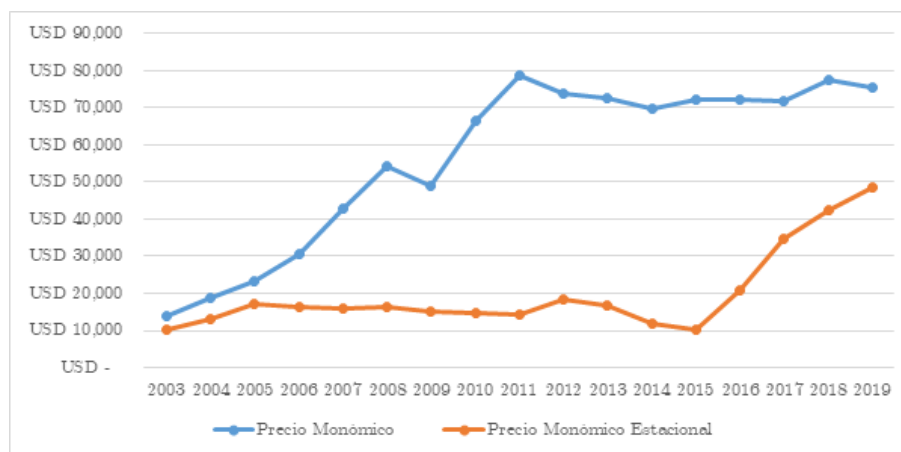


Figura 1: Evolución del precio monómico medio y precio monómico estacional . **Fuente:** elaboración propia en base a CMMESA (2019) y BCRA.

Nota: Los valores en dólares fueron ajustados por los valores promedios del tipo de cambio publicados por el Banco Central de la República Argentina.

En 2008/2009 la situación económica que había acompañado al país en los últimos años comenzó a revertirse. Las restricciones presupuestarias se hicieron presente debido a que luego de un período favorable con una fuerte expansión del gasto público, la recesión de mediados de 2008 generó una significativa caída en la tasa de aumento de la recaudación impositiva. Esta situación lógicamente afectó la política regulatoria implementada por el gobierno nacional, ya que vio afectada la disponibilidad por el aumento de los costos de oportunidad de subsidios (crecientes) destinados a cubrir mayores déficit operativos generados a partir de un marcado retraso tarifario. En este contexto, se registró un fuerte aumento de las tarifas residenciales en electricidad ocurridos a principio de 2008 y luego fueron fuertemente reducidos hasta ser anulados con el objetivo de cubrir los mayores precios mayoristas para así sustituir parcialmente los subsidios destinados a la energía. La regulación por parte del estado se fue intensificando desde el año 2012 en adelante. La presencia de tarifas sociales y subsidios generaron una clara distorsión en las decisiones de todos los usuarios¹¹. El sector energético fue uno de los sectores que presentó mayor participación de los subsidios (Urbiztondo, 2016). Además, en la figura 1 se observa como a lo largo de este primer período la brecha entre monómico medio y monómico estacional ha ido incrementando.

En la segunda etapa a partir de diciembre del 2015 el gobierno nacional inició el proceso de actualización tarifaria. Esta actualización tenía como objetivo lograr normalizar la situación tarifaria de la energía eléctrica como así también la del gas natural. El 16 de diciembre de 2015 se emitió el decreto 134/2015 que declara la emergencia del Sector Eléctrico Nacional que tenía como objeto elaborar e implementar un programa de acción en los segmentos de generación, transporte y distribución de energía eléctrica. Se realizaron numerosos decretos a los fines de reglamentar la nueva situación tarifaria donde el objetivo principal era la regularización de la situación

¹¹Es importante destacar que los subsidios alcanzaban a todos los usuarios residenciales.

tarifaria y la focalización de los subsidios en los usuarios más vulnerables.

En la figura 1 se observa como las políticas aplicadas a partir de enero de 2016 fueron tendientes a disminuir la brecha existente entre el precio monómico y el precio monómico estacional. Claramente las políticas aplicadas tendientes a disminuir los subsidios generalizados tuvieron un efecto claro.

Para complementar el análisis de la evolución tarifaria, en este trabajo se analizará la evolución del precio por KWh consumido. La elección de la provincia de Tucumán en el contexto nacional descrito en los párrafos anteriores está fundamentada en la disponibilidad de un facturador diseñado para estimar de forma precisa el valor de las facturas de energía de los usuarios residenciales. Este trabajo se concentra en la evolución en términos reales de las variables, es por ello que a continuación se expone un gráfico con la evolución en términos reales del índice de ingreso real promedio y el índice del precio real promedio por KWh consumido.

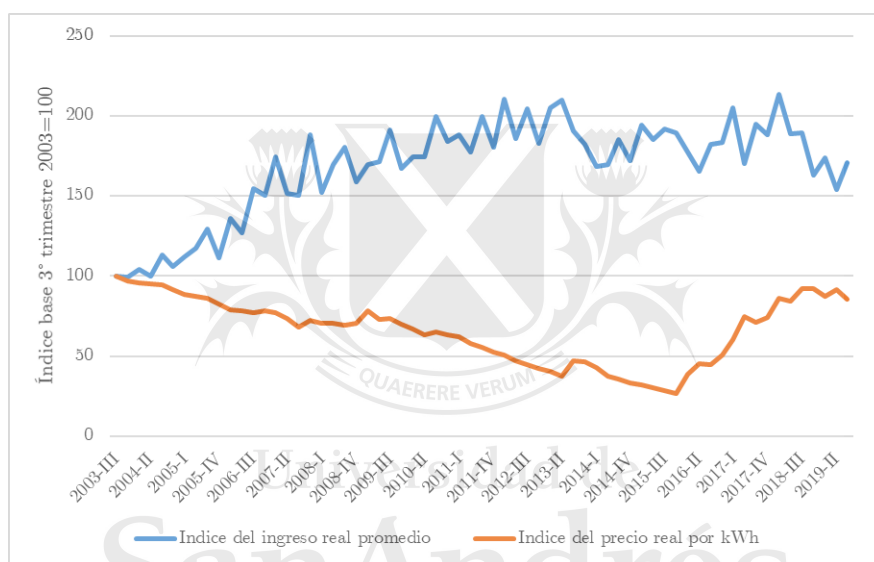


Figura 2: Evolución del índice de ingreso promedio y el índice del precio real promedio por KWh consumido.

Fuente: elaboración propia en base a ERSEPT, EPH y Granado (2019).

Nota: La variable ingreso promedio fue obtenida a partir de la Encuesta Permanente de Hogares.

La figura 2 expone el significativo cambio que existió en la política tarifaria que motivó la realización de este trabajo. En el gráfico es posible observar claramente los dos períodos con políticas tarifarias diferentes. En la primera etapa se registró una caída del 73 % mientras que en la segunda etapa aumento en un 220 %.

La evolución del consumo en este contexto de cambios en la política tarifaria resulta de gran relevancia en este trabajo. Es por ello, que a continuación se expone la serie de demanda agregada y residencial de la provincia de Tucumán para el período 2003-2019. El sector residencial es aquel que representa mayor porcentaje sobre el total de la demanda de la provincia. En el período 2003-2019 el sector residencial representa en promedio el 50 % del total de la demanda y el 88 % de los usuarios de la provincia.

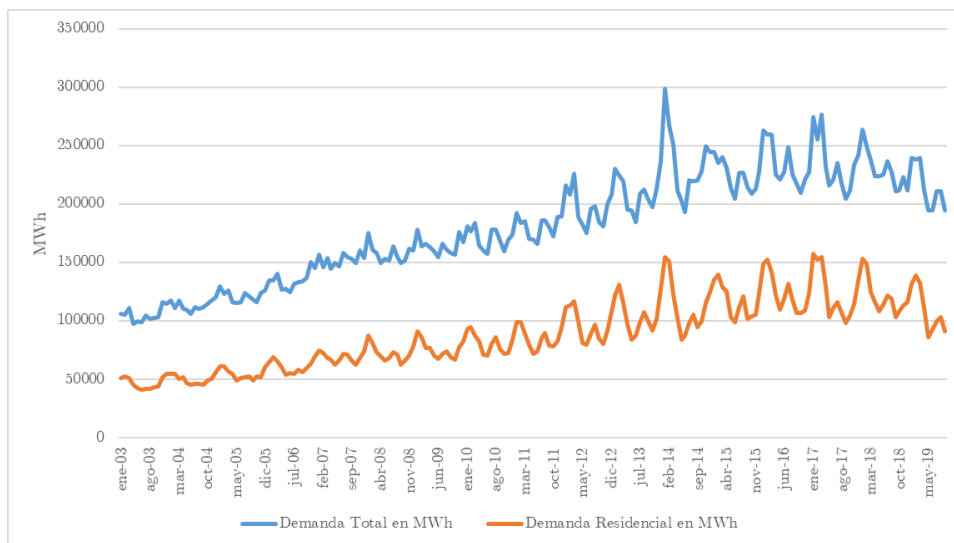


Figura 3: Evolución de la demanda de energía total y residencial en la provincia Tucumán. 2003-2019.

Fuente: elaboración propia en base a CAMMESA.

En la figura 3 se observa una tendencia creciente clara hasta el año 2016 y a partir de este momento la serie tiende a aplanarse. Al igual que se expuso en el gráfico 1, es precisamente en 2016 donde se producen los cambios significativos en la política tarifaria y los precios reales de la energía comienzan a crecer luego de un largo período de caída real sostenida.

A continuación, se expone un gráfico con la evolución de los índices de consumo promedio por usuario residencial y precio real promedio por KWh consumido.

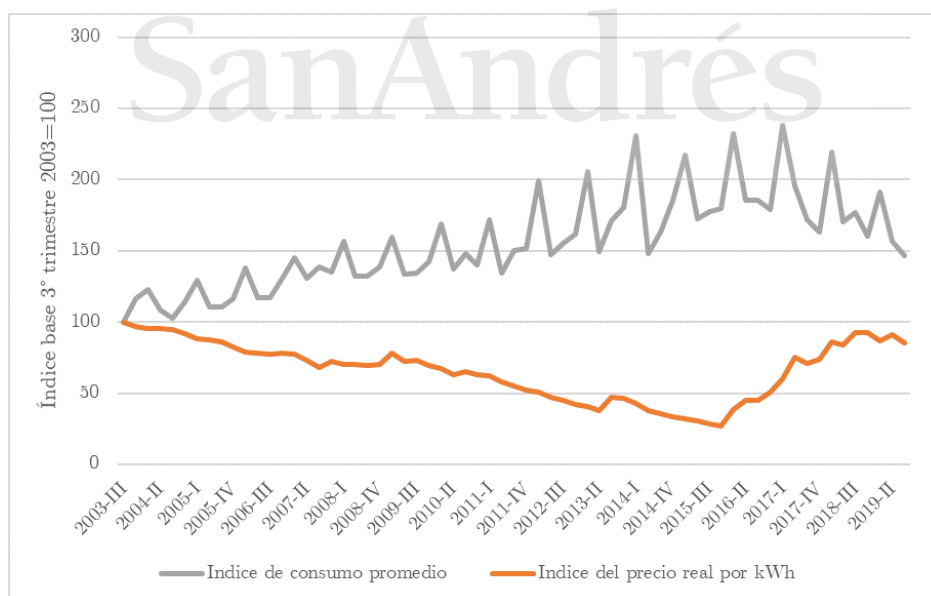


Figura 4: Evolución del índice de consumo mensual promedio y el índice del precio real promedio por KWh consumido.

Fuente: elaboración propia en base a ERSEPT, INDEC y Granado (2019).

Por último, como se mencionó anteriormente en la sección de revisión de literatura las características de los hogares son determinantes de interés en el análisis del consumo de energía. Es por ello, que se expone a continuación en el cuadro 2 la evolución de las principales características de los hogares en la provincia de Tucumán en el período bajo estudio. Este análisis fue realizado a partir de las bases de datos de las Encuestas Nacionales de Gastos de los Hogares.

	ENGHO 2004-2005	ENGHO 2012-2013	ENGHO 2017-2018
Cantidad de Miembros			
Media	4.3	3.9	3.8
Menores de 14 años			
Media	1.4	1.1	0.9
Mayores de 65 años			
Media	0.3	0.3	0.4
Casa			
Porcentaje	91.10 %	83.40 %	83.27 %
Sin gas natural(*)			
Porcentaje	67.45 %	54.35 %	52.77 %
Con aire acondicionado			
Porcentaje	9.08 %	40.12 %	58.79 %
Pared exterior precaria (**)			
Porcentaje	9.71 %	5.63 %	2.58 %

(*)Nota: La variable sin gas natural corresponde al porcentaje de hogares cuya forma de cocción no es gas natural.

(**) Nota: La variable pared exterior precaria corresponde a aquellos hogares cuyas paredes exteriores no son de ladrillo, piedra o bloque de hormigón.

Cuadro 2: Evolución de los determinantes de los hogares

A partir del cuadro 2 se puede observar una caída de la cantidad promedio de miembros del hogar y la cantidad de miembros menores de 14 años. En cambio, la cantidad promedio de miembros mayores de 65 años ha incrementado de 0.3 a 0.4 en el período analizado. El porcentaje de casa como tipo de vivienda de los hogares, el porcentaje de los hogares sin acceso a gas natural y el porcentaje de viviendas cuyas paredes exteriores son precarias han presentado valores decrecientes. Por otra parte, la utilización de aire acondicionado en la refrigeración de la vivienda ha crecido significativamente en el período bajo estudio.

A lo largo de esta sección se describió el contexto de la política tarifaria tanto nacional como provincial que motivó este trabajo, convirtiendo a Argentina y a Tucumán en un interesante caso de estudio del impacto de cambios en los precios de la energía en el consumo residencial. Por otra parte, se expuso la relevancia del sector residencial en la demanda de energía eléctrica en la provincia de Tucumán, por lo cual el análisis del comportamiento de este sector puede resultar de utilidad en el conocimiento del sistema agregado de energía. Por último, se realizó una breve

descripción de los determinantes en la provincia de Tucumán en el período analizado en este trabajo.

4. Metodología

En este trabajo se utiliza una función de demanda de tipo Cobb-Douglas sugerida por Silk and Joutz (1997) para describir la demanda de energía eléctrica, cuya representación es la siguiente:

$$C_{e,t} = AY_t^{a_1} P_{e,t}^{a_2} e^{\epsilon_t} \quad (1)$$

Donde C_e es el consumo de energía promedio en KWh, A es un *drift term*, Y es el ingreso real promedio per cápita, P es el precio real promedio de KWh residencial consumido. Los coeficientes que se desean estimar en este trabajo son a_1 y a_2 . Por lo cual se tomó el logaritmo natural en ambos lados de la ecuación (1) y se obtiene la siguiente especificación:

$$c_{e,t} = a_0 + a_1 y_t + a_2 p_{e,t} + \epsilon_t \quad (2)$$

La estimación será realizada a través de un análisis de serie de tiempo. Dentro de este tipo de análisis es habitual detectar alta correlación entre distintas variables económicas pero esto puede dar lugar en algunas ocasiones a regresiones espurias. Granger y Newbold (1974), en una de sus publicaciones más destacadas indican que regresar variables en niveles no estacionarias, y no cointegradas da lugar a residuos no estacionarios y genera una regresión espúrea. En estos casos, series independientes presentan en su regresión un R^2 elevado y β significativos pero los mismos son sesgados e inconsistentes. Todo esto indica que realizar un análisis de serie de tiempo con variables no estacionarias debe realizarse con cuidado.

Por ello, se efectuará un análisis de estacionariedad de las series. En caso de no estacionariedad se analizará cual es el orden de integración y cual es la fuente de no estacionariedad (determinística o estocástica). Posteriormente, se evaluará la cointegración de las mismas y se realizará una estimación con estimadores consistentes. La estimación que será realizada es la de un modelo de vector de corrección de error. La metodología elegida permite un análisis empírico para testear la existencia de una relación de largo plazo entre las variables especificadas en la ecuación (1) como así también la dinámica en el corto plazo a través de un modelo de vector de corrección de error. Este modelo econométrico del consumo de energía eléctrica permite interpretar los coeficientes de la estimación y le otorga un carácter estructural, más allá de una correlación de las variables en el tiempo. Por supuesto, estimar consistentemente los parámetros va a depender de que se cumplan ciertos supuestos y de la especificación del modelo.

El análisis de este trabajo se encuentra dividido en tres etapas. El primero de ellos es la verificación del orden de integración de cada una de las variables bajo estudio, ya que esta metodología requiere que todas las series analizadas sean de un mismo orden. Los test utilizados habitualmente para verificar la existencia o no de raíces unitarias son Dickey y Fuller (1979, 1981), Phillips y Perron (1988), y Zivot y Andrews (1992). El segundo paso consiste en probar la cointegración utilizando el enfoque

de máxima verosimilitud de Johansen (Johansen 1988 y Johansen y Juselius 1990, 1992). El método de estimación de Johansen-Juselius se basa en la representación de corrección de errores del modelo vector autorregresivo (VAR) con error gaussiano. La evidencia de cointegración descarta la posibilidad de que la relación estimada sea espuria. En la última etapa, se realiza la estimación y posteriormente se analiza si la especificación de la misma es correcta a través del diagnóstico de los residuos de la estimación.

El modelo estimado es el siguiente:

$$\Delta C_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1,i} \Delta C_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_{2,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^r \alpha_{3,i} \Delta P_{t-i} + \lambda ECT_{t-1} + w_t \quad (3)$$

Es importante destacar que ninguna de las series incluidas en el análisis se encuentra desestacionalizada ya que esto afecta la interpretación de los coeficientes de la dinámica de corto plazo.

5. Datos

Esta sección está destinada a la descripción de cada una de las series que serán utilizadas en este trabajo. Todas las series corresponden a datos de la provincia de Tucumán. Las series que serán utilizadas en este trabajo son las siguientes:

- Consumo promedio por usuario residencial
- Ingreso real promedio
- Precio real promedio por KWh

Cada una de estas variables es utilizada en frecuencia trimestral ¹². El período analizado se extiende desde el tercer trimestre de 2003 hasta el tercer trimestre de 2019.

La primera serie es la correspondiente al consumo promedio, la misma fue obtenida a partir de bases de datos disponibles en ERSEPT. Las bases de datos de los usuarios residenciales eran de frecuencia mensual. Para cada una de estas bases se obtuvo el valor promedio mensual y posteriormente se obtuvo el promedio para cada uno de los trimestres bajo estudio.

A continuación se coloca el gráfico de la evolución del consumo promedio en todo el período de estudio.

¹²Los trimestres están compuestos de la siguiente manera:

- Primer trimestre: enero, febrero y marzo
- Segundo trimestre: abril, mayo y junio
- Tercer trimestre: julio, agosto y septiembre
- Cuarto trimestre: octubre, noviembre y diciembre.

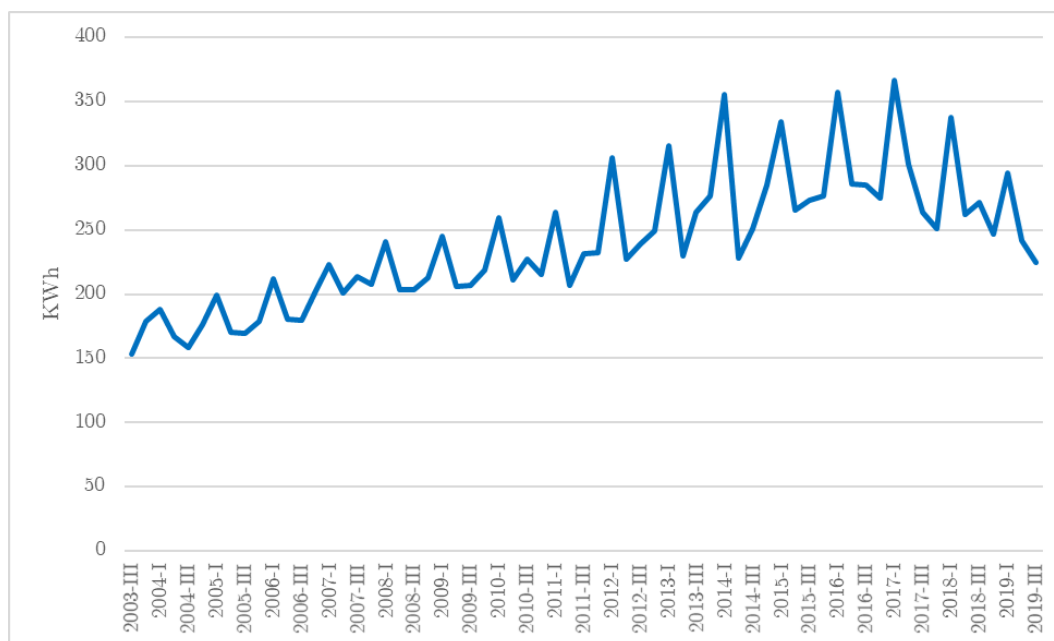


Figura 5: Evolución del consumo promedio por usuario residencial en Tucumán.

Fuente: elaboración propia en base a ERSEPT.

Este gráfico expone un comportamiento estacional por parte de la serie de consumo. En cuanto al análisis de la tendencia se puede dividir el período bajo estudio en dos. La primera etapa de 2003-2015 donde se puede observar una tendencia creciente del consumo promedio y una segunda etapa de 2016-2019 donde la tendencia observada es decreciente. En el último trimestre de 2019 el valor obtenido para el consumo promedio mensual es 264, el cual es un valor similar al correspondiente al primer trimestre de 2013 que fue 263.

La variable precio real es una variable central en el análisis de este trabajo, ya que es esta variable la que presenta un cambio significativo en el período bajo estudio. La estimación del precio promedio representó un desafío en si mismo. La gerencia de Asuntos Económicos del ERSEPT desarrolló un *facturador* para los usuarios de EDET. Este facturador toma en cuenta precios, descuentos, subsidios, etc. de cada cuadro tarifario de EDET SA (CT) vigente en cada período.

El valor del precio de la energía que observa finalmente el usuario en su factura, que es el utilizado en este trabajo, se calcula como la facturación total para el agregado de usuarios residenciales dividido en la cantidad total de KWh consumidos en cada período. Cada facturación de cada usuario en cada período se calcula utilizando los datos de consumo de energía que consta en las bases comerciales de cada mes que EDET SA (la distribuidora de energía) facilita a ERSEPT.

Para el análisis de los usuarios residenciales (T1R) es preciso describir cómo se encuentra compuesta su factura. En primer lugar, tanto el cargo fijo (CF) como el cargo variable por unidad de KWh (CV) consumido están divididos por bloques de consumo: a un usuario cuyo consumo cae dentro de determinado bloque X se le imputa en la factura el cargo fijo asignado a ese bloque. En cuanto al CV, se divide el consumo del usuario en las cantidades de KWh correspondientes a cada bloque. Luego, cada una de estas cantidades se multiplica por el precio de energía por KWh

del bloque correspondiente obteniendo la parte variable de la factura . Los bloques de consumo que utiliza EDET SA son 5 y se los presenta a continuación:

Bloque de consumo bimestral	Unidad CF	Unidad CV
Clientes con consumo ≤ 200 KWh/bim	\$/bim	\$/KWh
Consumo entre 201 y 300 KWh/bim	\$/bim	\$/KWh
Consumo entre 301 y 600 KWh/bim	\$/bim	\$/KWh
Consumo entre 601 y 900 KWh/bim	\$/bim	\$/KWh
Clientes con consumo >900 KWh/bim	\$/bim	\$/KWh

Cuadro 3: Bloques de consumo de los usuarios residenciales

Cabe aclarar, que cada usuario, de acuerdo a su consumo del período, se incluirá en determinado bloque, independientemente de lo que ocurra en períodos anteriores o posteriores. Como se mencionó anteriormente los usuarios se les realizan la lectura del consumo de manera mensual (M) o bimestral (B) y se ajusta el CF y la cantidad de consumo a mes o bimestre. En el CT se plantean los bloques para bimestres, por ello, en el caso de usuarios con lectura de energía mensual, el cargo fijo se dividirá en 2. Finalmente, se obtiene el monto total facturado (sin impuestos) para cada usuario en cada período, agregando el CF correspondiente al bloque y al período (B o M) al CV multiplicado por la cantidad de energía consumida en los bloques correspondientes¹³.

El precio que ve el usuario incluye impuestos, subsidios, descuentos, etc. Por lo tanto, todo esto también es incluido en la facturación. Por ejemplo, en muchos períodos se encuentra en vigencia un subsidio asignado a usuarios que cumplan con ciertas características (que los identifiquen por tener menor capacidad de pago) que se llama Tarifa Social. Además, en algunos períodos se realizaron ciertos descuentos para que aumentos en precios de la energía sean más graduales de lo que hubieran sido sin esos descuentos. Además, se incluyen impuestos vigentes a nivel nacional y provincial, los cuales se detallan a continuación para un usuario residencial¹⁴:

¹³El facturador está diseñado para calcular la factura de un mes completo. Como el CT entra en vigencia al día siguiente de la publicación de la respectiva Resolución de ERSEPT en el Boletín Oficial de la provincia de Tucumán, en el facturador, se realiza un ajuste del monto para cada CT cuando hubo un cambio a mediados de mes, restando el proporcional (respecto de la cantidad de días) de la diferencia del período en que estaba aún en vigencia el CT anterior. De la misma manera, cuando un usuario con lectura bimestral contiene dos CT en un mismo bimestre facturado, se debe hacer una corrección restándole la diferencia con el cuadro anterior por la cantidad de días proporcionales a cada CT.

¹⁴En cuanto a los impuestos que se incluyen en el facturador, están aquéllos que dependen del municipio o comuna y tienen distintos regímenes a lo largo de toda la provincia. Por ejemplo, San Miguel de Tucumán cobra un impuesto municipal del 15 % sobre el monto básico de la factura (monto calculado con CT Aplicación), así como Yerba Buena hace lo mismo con un porcentaje de 10 % sobre básico, pero lo combina con un impuesto fijo según rangos de consumo del usuario en el período (no son los mismos rangos con los que factura EDET SA el monto a pagar por energía). Así también, en la mayoría de las comunas, los usuarios pagan un monto que surge de prorratear, es decir, dividir costos comunales (como alumbrado público, bombas de agua, clubes municipales, entre otros). En dicho caso, la proporción de prorrateo de cada usuario depende de a qué tipo de tarifa corresponda (residenciales, generales, medianas demandas, grandes demandas, etc.).

Impuesto	Base de cálculo	Porcentaje
Imp. Deb. y Cred.	Monto fact. CT Ref. + Imp. Deb. y Cred.	0.807 %
	+ TIC + Imp. Munic. O Prorrrateo	
Tasa Inspección y Control ERSEPT	Monto fact. CT Ref.	1.50 %
IVA	Monto fact. CT Ref. + Imp. Deb. Y Cred.	21.00 % [1]

Cuadro 4: Estructura impositiva de la tarifa residencial

Como se observa en el cuadro de impuestos, IVA e Impuesto a Débito y Crédito se calculan uno sobre el monto con el otro incluido, lo cual se manifiesta en el facturador al hacer dos iteraciones del cálculo de cada uno sobre el otro. El resultado obtenido es muy próximo a los montos de impuestos que efectivamente se cobran¹⁵.

Por último, la tercera variable utilizada en este trabajo es la correspondiente al ingreso real promedio. Los datos son obtenidos de Encuesta Permanente de Hogares de INDEC para los cuatro trimestres del año y cubre dos aglomerados urbanos: Gran San Miguel de Tucumán y Tafí Viejo. La serie se encuentra ajustada por inflación y expresada en pesos de diciembre de 2016 al igual que el precio real promedio. Es importante destacar que esta serie presenta algunos datos faltantes los cuales fueron actualizados a través del índice de salarios también publicado por INDEC. A continuación se coloca la una tabla con la estadística descriptiva de las tres variables:

	Obs	Media	SD	Min	Max
Consumo promedio	65	239.65	50.27	153.69	366.27
Precio real promedio por KWh	65	1.431767	0.442627	0.5798328	2.170648
Ingreso real promedio	65	6236.017	1132.831	3699.306	7925.572

Cuadro 5: Estadísticas descriptivas

El cuadro 5 expone las grandes variaciones registradas en las variables de precio e ingreso que motivaron la realización de este trabajo. El consumo promedio mensual de todo el período es de 239.65 KWh. El máximo valor registrado en el período corresponde al primer trimestre de 2017. Por otra parte, el valor más pequeño de todo el período corresponde al tercer trimestre de 2003.

Por otra parte, el precio promedio real medido en pesos de diciembre de 2016 ha sido en promedio \$1.43 (0.09 USD valuados al tipo de cambio de la fecha). El valor mínimo registrado corresponde al último trimestre de 2015; mientras que el máximo valor corresponde al tercer trimestre de 2003.

Por último, para el período analizado el ingreso real per cápita promedio fue de \$6236.017 (393.95 USD valuados al tipo de cambio de la fecha). El mínimo valor

¹⁵Otros trabajos realizados para Argentina como es el caso de Margulis (2014) la variable precio fue obtenida a partir de la simulación de las estructuras tarifarias de las distribuidoras del país. Se elegía un volumen consumido que determina un monto facturado por jurisdicción. Se dividía el monto resultante por una cantidad elegida (la mediana). Este procedimiento se diferencia del realizado en este trabajo en que se consideran todos los usuarios residenciales de una jurisdicción no un muestra y donde además el valor obtenido para el precio surge un promedio de todo lo facturado por la distribuidora sobre el total de KWh consumidos.

registrado corresponde al cuarto trimestres de 2003, mientras que el máximo valor corresponde al primer trimestre de 2018 con un valor igual a \$7925.57 (500.68 USD valuados al tipo de cambio de la fecha). A lo largo de todo el período analizado el salario per cápita promedio real aumento en un 70 %.

6. Resultados

Como se mencionó en la sección de metodología la primera etapa consiste en testear el orden de integración de las series bajo estudio. En este trabajo se considerarán como significativos aquellos resultados al 5% del nivel de significancia. El test de *Dickey- Fuller aumentado* (ADF) tiene como H_0 que la serie tiene raíz unitaria mientras que la H_1 es que la serie no presenta una raíz unitaria. Por otra parte, el test de *Phillips-Perron* (PP) que también tiene la misma hipótesis nula y alternativa pero el test presenta cierta diferencia en relación al ADF, si bien ambos permiten autocorrelación de orden superior pero este test en lugar agregar rezagos de la diferencia (como si lo hace ADF) realiza una corrección no paramétrica del estadístico t. Por último, la prueba de raíz unitaria de *Zivot y Andrews* (ZA) es una transformación de la prueba de raíz unitaria de Perron que trata endógenamente la presencia de cualquier posible *break* en la serie. En la estimación, se permite que tanto los *breaks* como la longitud del retraso varíen endógenamente. La hipótesis nula es que las series siguen un proceso de recorrido aleatorio sin cambio estructural, mientras que la alternativa es que las series son estacionarias con una pausa única y se desconoce el tiempo preciso (Enders, 2008).

A continuación, se presentarán los resultados de los test de raíz unitaria de las variables utilizadas en este trabajo. Los tests utilizados en este trabajo son *Dickey-Fuller aumentado* (ADF), *Phillips-Perron* (PP) y *Zivot-Andrew* (ZA).

Variable	ADF		PP		ZA		ZA	
	Nivel	1° Dif	Nivel	1° Dif	Nivel	(*)Período	1° Dif	(*)Período
Consumo promedio	2.799	-4.755***	-3.319	-24.917***	-2.487	2017:1	-5.191**	2015:2
Ingreso promedio	-1.498	-17.316***	-2.835	-29.889***	-3.014	2006:3	-17.689***	2007:2
Precio promedio	-0.365	-6.469***	-0.652	-6.459***	-3.797	2014:1	-10.897***	2016:1

***Indica significativo al 1% de nivel de significancia.

**Indica significativo al 5% de nivel de significancia.

Los valores críticos se tomaron de MacKinnon et al.(1999).

(*) Nota: Los valores indicados corresponden a los potenciales períodos de quiebre. Los primeros cuatro dígitos corresponden al año y el último valor al trimestre.

Cuadro 6: Tests de raíces unitarias

A partir de la tabla anterior se observa que los tests en niveles no presentan evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria mientras que en primeras diferencias se rechaza la hipótesis nula para todas las variables. Es decir, todas las series en consideración son integradas de orden 1.

Por lo cual el análisis de cointegración provee un marco óptimo para realizar inferencia, estimación e interpretación. Si bien realizar la estimación en primeras diferencias solucionaría el problema estadísticamente, se perdería información sobre la relación de largo plazo que une a las variables bajo estudio.

Dos o más series están cointegradas si las mismas se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo (como así también las diferencias entre ellas son estables es decir estacionarias) aun cuando cada serie en particular contenga una tendencia estocástica y sea por lo tanto no estacionaria. Si las variables son cointegradas, la relación que une a las variables no es espuria por el contrario presentarán una relación en el largo plazo donde si bien las variables pueden desviarse de su relación de corto plazo, su asociación retornará al equilibrio de largo plazo (Enders 2008).

A continuación se realizará el test para probar cointegración de las variables bajo estudio, para ello se realizó el test de Johansen y Juselius (1992).

H_0 de la cantidad vectores de cointegración	Autovalor	Estadístico de máximo autovalor	0.05 Valor crítico	$\Pr(> z)$
Ninguno	0.468280	38.52988	25.82321	0.0006
Al menos 1	0.205415	14.02605	19.38704	0.2524
Al menos 2	0.089560	5.723494	12.51798	0.4962

Nota: El rango r expresa el número de ecuaciones de cointegración de acuerdo con cada prueba de hipótesis. La especificación asume la presencia de una tendencia restringida. Los valores críticos se tomaron de MacKinnon et al.(1999).

Cuadro 7: Prueba de rango de cointegración sin restricciones (Autovalor máximo)

H_0 de la cantidad vectores de cointegración	Autovalor	Estadístico de traza	0.05 Valor crítico	$\Pr(> z)$
Ninguno	0.468280	58.27943	42.91525	0.0008
Al menos 1	0.205415	19.74955	25.87211	0.2389
Al menos 2	0.089560	5.723494	12.51798	0.4962

Nota: El rango r expresa el número de ecuaciones de cointegración de acuerdo con cada prueba de hipótesis. La especificación asume la presencia de una tendencia restringida. Los valores críticos se tomaron de MacKinnon et al.(1999).

Cuadro 8: Prueba de rango de cointegración sin restricciones (Traza)

Tanto el test de traza como los auto-valores indican que existe una relación de cointegración entre las variables, en logaritmos, consumo promedio de energía eléctrica, ingreso per cápita real promedio y precio real promedio para el período analizado. Se utilizó la especificación 4 para testear la relación de cointegración, la cual asume la existencia de una tendencia lineal en los datos en niveles y se conoce como el caso de tendencia restringida. Esto sugiere que la estimación de un modelo VEC sería lo óptimo para este estudio para analizar tanto la dinámica de corto plazo como así también la dinámica de largo plazo.

A continuación se estimó el VEC con el modelo que se indicó en la ecuación (3) de la sección de metodología. La especificación del modelo a estimar fue elegida a partir de los criterios de información (AIC, BIC y Log Likelihood). Además es importante destacar que los residuos del modelo estimado fueron sometidos a diferentes test para asegurar que los mismos cumplan con las condiciones correspondientes¹⁶. En primer lugar se expondrá los resultados obtenidos para los coeficientes de largo plazo. Los coeficientes estimados son elasticidades.

Coeficientes de largo plazo		
Variable	Ingreso promedio	Precio promedio
Coefficiente	0.237594***	-0.279517***
Errores estándares	(0.07825)	(0.03250)
	[-3.03644]	[8.59998]

***Indica significativo al 1 % de nivel de significancia.
**Indica significativo al 5 % de nivel de significancia.

Nota: Los coeficientes corresponden a la estimación de un VEC con 4 lags. Se consideró la especificación con tendencia restringida. Los coeficientes de largo plazo corresponden a los coeficientes de la ecuación de cointegración.

Cuadro 9: Coeficientes de largo plazo

Todos los coeficientes de largo plazo resultaron significativos al 1 % de significancia. Los resultados obtenidos sugieren que el consumo de energía eléctrica es inelástico al precio real promedio y al ingreso real promedio. La elasticidad precio resulta de una magnitud mayor que la elasticidad ingreso. La elasticidad precio sugiere que un aumento del 10 % del precio promedio está asociado a una caída del consumo promedio de 2.7 %. Por ejemplo, entre el primer trimestre de 2016 y el primer trimestre de 2018 el precio aumentó un 123 % lo cual explicaría en el modelo una caída del consumo promedio del 34 %. Por otra parte, la elasticidad ingreso sugiere que un incremento del ingreso promedio real per cápita de un 10 % está asociado a un aumento de 2.3 % del consumo. Por ejemplo, entre el tercer trimestre de 2007 y el tercer trimestre de 2009 el ingreso real promedio aumentó en un 27 % lo cual en el modelo explicaría un aumento en el consumo promedio del 6 %.

A continuación se colocan los resultados obtenidos para los coeficientes de las elasticidades precio e ingreso de corto plazo.

¹⁶Los test utilizados fueron: de raíz unitaria, autocorrelación y heterocedasticidad. El test de ADF de raíz unitaria a los residuos sugiere que la serie es estacionaria ya que existe evidencia para rechazar la H_0 de que la serie tiene raíz unitaria. El test utilizado para autocorrelación fue el LM donde la H_0 es la ausencia de autocorrelación y no se encuentra evidencia suficiente para rechazar dicha hipótesis nula al 5 % de significancia. Además, se realizó el test de Portmanteau donde tampoco se encontró evidencia suficiente para rechazar la H_0 de ausencia de autocorrelación residual al 5 % de significancia. Por otra parte, no se encontró evidencia suficiente para H_0 de homocedasticidad en el test de heterocedasticidad realizados a los residuos.

Coeficientes de corto plazo			
Variable	Ingreso promedio	Precio promedio	Termino de corrección de error
Coefficiente	0.052974	-0.201943**	-0.694303***
Errores estándares	(0.08958)	(0.09408)	(0.11441)
	[-0.59137]	[2.14647]	[-6.06864]

***Indica significativo al 1 % de nivel de significancia.
**Indica significativo al 5 % de nivel de significancia.

Nota: Los coeficientes corresponden a la estimación de un VEC con 4 lags. Se consideró la especificación con tendencia restringida. Los coeficientes presentados corresponde a $\Delta Y(-1)$ y $\Delta P(-1)$.

Cuadro 10: Coeficientes de corto plazo

En el corto plazo la elasticidad ingreso no resulta significativa mientras que la elasticidad precio sí. Estos resultados sugieren que cambios en el ingreso no están asociados a cambios en consumo en el corto plazo, mientras que un aumento del precio de un 10 % está asociado con una caída del 2.02 % del consumo promedio mensual. Este valor es más pequeño que el obtenido en el largo plazo, lo cual concuerda con los resultados obtenidos en la literatura previa.

El término de corrección de error resulta significativo al 1 % y con un coeficiente de -0.694. El signo es el esperado y este sugiere que cuando la demanda se encuentra por debajo o por arriba del nivel de equilibrio el consumo de energía eléctrica se ajusta en casi dos tercios en el primer trimestre. El proceso de convergencia total al equilibrio tiene lugar aproximadamente 1 trimestre y medio después. Esto indica que el velocidad de ajuste del consumo de energía promedio es significativamente alta en caso de un *shock* en la ecuación de la demanda residencial de energía eléctrica.

7. Robustez

La robustez de los resultados de este trabajo fueron testeados de formas diferentes. La primera ellas consiste en un análisis de cambios en la especificación del VEC estimado y la segunda está basada en un análisis con datos de panel.

Como se mencionó anteriormente el modelo utilizado en este trabajo fue seleccionado por los criterios de información y por que los residuos del modelo cumplan con todas las condiciones necesarias. Con el propósito de analizar la robustez de los resultados se realizaron diversas estimaciones con distintas especificaciones. Se consideran diferentes combinaciones de lags, dummies estacionales centradas, dummies para el año 2016¹⁷ y tendencia. A continuación se coloca una tabla con los resultados de cuatro estimaciones diferentes.

¹⁷Se optó por considerar una dummy para el primer trimestre de 2016 que es aquel en el cual se produce el cambio en la política tarifaria. Cabe destacar que esta variable no resultó significativa en el vector de la variable consumo.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Largo plazo				
Ingreso promedio	0.20	0.18	0.20	0.28
Precio promedio	-0.22	-0.20	-0.3	-0.33
Corto Plazo				
Ingreso promedio	0.06	0.05	0.04	0.04
Precio promedio	-0.18	-0.19	-0.20	-0.17
Estimación 1: cuenta con 2 lags, dummies estacionales centradas, y tendencia				
Estimación 2: cuenta con 3 lags, dummies estacionales centradas y tendencia				
Estimación 3: cuenta con 4 lags, sin dummies estacionales, con tendencia y dummy 2016				
Estimación 4: cuenta con 4 lags, sin dummies estacionales y sin tendencia.				

Cuadro 11: Análisis de Robustez

En todas estas estimaciones los coeficientes obtenidos para la elasticidad precio de largo plazo se encuentran contenidos en el intervalo -0.20 a -0.33. Mientras que en el caso de la elasticidad ingreso de largo plazo los coeficientes obtenidos se encuentran contenidos en el intervalo 0.18 a 0.28.

Por otra parte, se realizó un análisis con datos de panel para todos los usuarios residenciales de la provincia de Tucumán para el período 2014-2019. En esta oportunidad las variables de interés fueron el consumo mensual en KWh y precio real promedio por KWh¹⁸. Los datos correspondientes a consumo mensual provienen de las bases comerciales de EDET. En el caso de aquellos usuarios cuya facturación es bimestral, lo que se realizó fue imputarle la mitad del consumo a cada uno de los meses que forman parte del período de facturación. La facturación fue realizada con el facturador mencionado anteriormente. La estimación por efectos fijos otorga un coeficiente de la elasticidad precio de -0.23 significativo al 1%. Este valor es similar al obtenido en el análisis de serie de tiempo para el corto plazo. Por otra parte, cuando el análisis se realiza para las diferentes zonas de vulnerabilidad (alta, media y baja) los coeficientes obtenidos para la elasticidad precio se encuentran contenidos en el intervalo -0.2 - -0.25. Todos estos estudios sugieren que los coeficientes obtenidos para la elasticidad precio del consumo de energía para la provincia de Tucumán son robustos.

8. Conclusiones

Este trabajo estima elasticidades precio e ingreso tanto de corto como de largo plazo del consumo energía eléctrica. Considerando a Argentina un gran ejemplo debido a los significativos cambios en la política tarifaria, se toma como unidad de análisis a la provincia de Tucumán. El contexto del período bajo estudio permite analizar la respuesta de los consumidores residenciales de energía ante cambios significativos en el precio. Este trabajo es el primer de este tipo para la provincia

¹⁸Este análisis particular no cuenta con información respecto a los ingresos de cada uno de los usuarios residenciales.

de Tucumán, pero el principal aporte es estimar coeficientes de elasticidades tanto de corto como de largo plazo en períodos de grandes cambios en las variables económicas reales.

Se estimó un modelo de vectores de corrección de errores (VEC) que resultaba adecuado por dos motivos diferentes. En primer lugar, este modelo permitió capturar la dinámica de corto y de largo plazo del consumo de energía eléctrica que resulta apropiado en el estudio de demandas derivadas de bienes durables. En segundo lugar, las características estadísticas de las series bajo estudio se ajustan perfectamente a los requerimientos de la estimación.

Las elasticidades de largo plazo tanto para el precio como para el ingreso resultaron significativas. Los coeficientes obtenidos fueron -0.28 y 0.24 para el precio e ingreso respectivamente. Por otra parte, en el corto plazo únicamente resultó significativo el coeficiente asociado a la variable precio con un valor -0.20. El término de corrección de error indicó un rápido ajuste del consumo de energía de aproximadamente un trimestre y medio.

Los resultados obtenidos fueron robustos a diferentes especificaciones del modelo de vectores de corrección de error considerando distintos lags, dummies centradas, y la presencia o no de tendencia. Además, se realizó la estimación de la elasticidad precio de corto plazo a través de un modelo de efectos fijos con datos panel, y el resultado es similar al obtenido en este trabajo.

Todos los resultados exponen la fuerte inelasticidad de la demanda de energía eléctrica. Puntualmente, cambios en la señales enviadas a través de precios generan cambios en el consumo con variaciones menos que proporcionales. Esto sugiere que los responsables del diseño de políticas energéticas deben realizar los cambios en los cuadros tarifarios con precaución ya que aumentos en los precios generarán facturas energéticas de mayor valor, lo cual genera menor disponibilidad de dinero para otros bienes. Esto puede tener un fuerte impacto en aquellos hogares que se encuentran en los valores más bajos de la distribución de ingreso. Esto es un dato relevante teniendo en cuenta que aproximadamente el 30 % de los hogares se encuentran por debajo de la línea de pobreza en Tucumán.

Por último, como futura línea de investigación se encuentra la construcción de variables asociadas al clima probablemente con la metodología HDD y CDD, utilizando una metodología diferente ya que generalmente en la literatura estas series son de $I(0)$. La técnica de cointegración ARDL sobre la técnica alternativa de Johansen (Johansen, 1988) puede aplicarse fácilmente incluso en el caso de que las variables del modelo sean de orden mixto integración, es decir, son $I(0)$ e $I(1)$.

Referencias

- [1] Al-Homoud, M. S. (1998). Variable-base heating and cooling degree-day data for 24 Saudi Arabian cities. *ASHRAE transactions*, 104, 320.
- [2] Bastos, P., Castro, L., Cristia, J., & Scartascini, C. (2015). Does Energy Consumption Respond to Price Shocks? Evidence from a Regression-Discontinuity Design. *The Journal of Industrial Economics*, 63(2), 249-278.
- [3] Berndt, E. R. (1991). The demand for electricity: structural and time series approaches. B in Berndt, Ernst R., *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary* (AddisonMWesley, New York): 306M360.
- [4] Bonacina, A. (2019). Evaluación de la Tarifa Social Eléctrica Federal en Tucumán: su desempeño en relación con mecanismos alternativos de focalización.
- [5] Casarin, A. A., Delfino, M. E. (2011). Price freezes, durables, and residential electricity demand. Evidence from Greater Buenos Aires. *Energy economics*, 33(5), 859-869.
- [6] Castañeda, M. E., & Claus, F. (2013). Variability and trends of heating degree days in Argentina. *International journal of climatology*, 33(10), 2352-2361.
- [7] Cornejo, Magdalena. (2017) “Procesos No Estacionarios”. Universidad de San Andrés. Buenos Aires, Argentina. 2017.
- [8] Danón, A., San Millán, M. (2017). Proyección de la demanda de energía y potencia EDESA SA. 2017-2021. No publicado.
- [9] Dergiades, T., Tsoulfidis, L. (2008). Estimating residential demand for electricity in the United States, 1965–2006. *Energy Economics* 30(5): 2722–2730.
- [10] Enders, W. (2008). *Applied econometric time series*. John Wiley Sons.
- [11] Fisher, F. M., & Kaysen, C. (1962). *A study in econometrics: The demand for electricity in the United States*. Amsterdam: North-Holland.
- [12] Halicioglu, F. (2007). Residential electricity demand dynamics in Turkey. *Energy economics*, 29(2), 199-210.
- [13] Hancevic, P., Navajas, F. (2015). Consumo residencial de electricidad y eficiencia energética. Un enfoque de regresión cuantílica. *El trimestre económico*, 82(328), 897-927.
- [14] Handbook, A. F. (2009). *American society of heating, refrigerating and air-conditioning engineers*. Inc.: Atlanta, GA, USA.

- [15] Hondroyiannis, G. (2004). Estimating residential demand for electricity in Greece. *Energy Economics*, 26(3), 319-334.
- [16] Houthakker, H. S. (1951). Some calculations on electricity consumption in Great Britain. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 114(3), 359-371.
- [17] Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- [18] Juselius, K. (1992). Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of econometrics*, 53(1-3), 211-244.
- [19] Kamerschen, D. R., & Porter, D. V. (2004). The demand for residential, industrial and total electricity, 1973–1998. *Energy Economics*, 26(1), 87-100.
- [20] Margulis, D., & Greco, E. (2014). Análisis de los determinantes de la demanda residencial de energía eléctrica en Argentina. Universidad de Buenos Aires.
- [21] Meher, S. (2020). Estimating and forecasting residential electricity demand in Odisha. *Journal of Public Affairs*, 20(3), e2065.
- [22] Narayan, P. K., & Smyth, R. (2005). Electricity consumption, employment and real income in Australia evidence from multivariate Granger causality tests. *Energy policy*, 33(9), 1109-1116.
- [23] Narayan, P. K., & Smyth, R. (2005). The residential demand for electricity in Australia: an application of the bounds testing approach to cointegration. *Energy policy*, 33(4), 467-474.
- [24] Narayan, P. K., Narayan, S., & Popp, S. (2010). A note on the long-run elasticities from the energy consumption–GDP relationship. *Applied Energy*, 87(3), 1054-1057.
- [25] Nuñez, M. N., Ciapessoni, H. H., Rolla, A., Kalnay, E., Cai, M. (2008). Impact of land use and precipitation changes on surface temperature trends in Argentina. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 113(D6).
- [26] Proyecto ARGENTINA SUSTENTABLE: Políticas Económicas Óptimas en el ciclo y en el desarrollo de largo plazo. Dir. María José Granado - FACE-UNT
- [27] Silk, J. I., & Joutz, F. L. (1997). Short and long-run elasticities in US residential electricity demand: a co-integration approach. *Energy economics*, 19(4), 493-513.

- [28] Urbiztondo, S. (2016). La regulación de los servicios públicos en Argentina, 2003-2015: lógica y balance de tres períodos presidenciales bajo un mismo signo político. Documento de Trabajo de FIEL,(124).
- [29] Zachariadis, T., Pashourtidou, N. (2007). An empirical analysis of electricity consumption in Cyprus. *Energy Economics*, 29(2), 183-198.



Universidad de
San Andrés