

Elasticidad precio de corto y largo plazo del consumo de energía residencial: evidencia de un experimento natural con tarifa social*

Deza, Matías[†]

Saracho, Abril[‡]

Agosto de 2024

Abstract

Energy price elasticities for residential consumers is probably the most important variable to define policies regarding concerns about sustainability, efficiency and equitability. However, estimating consumer response to price changes is complex due to simultaneous demand shocks, regulatory constraints and complex consumer response for this market. This paper estimates the short- and long-term price elasticity of residential energy consumption using a natural experiment from the implementation of the Social Electricity Tariff in Tucumán, Argentina. This policy, aimed at assisting vulnerable households, provided a subsidy to the fixed charge of the electricity tariff. A difference-in-differences approach is employed, using non-beneficiary households as the control group. This allows us to calculate the price elasticity of electricity consumption across different consumption levels. Our findings show that, in general, the price elasticity of consumption is inelastic, with a more pronounced effect among lower consumption users. Additionally, the long-term effect is greater for highly vulnerable users. This study provides the first estimates of short- and long-term price elasticity for Latin America using this identification strategy, offering valuable insights for the design of energy policies.

Keywords: Residencial electric consumption, Price elasticity, Social Tariff, Difference-in-Differences, Heterogeneous effects, Short-term, Long-term.

JEL: C23, D12, H31, Q41, Q48.

*Agradecemos los comentarios del Director y Co-Directora de Tesis de Licenciatura en Economía, Alejandro Danón y Mariana Kestelman Borges, y a los aportes de Cecilia Díaz Campo, Jared Gars y Julián Martínez-Iriarte.

[†]Universidad Nacional de Tucumán. Email: matiasdeza1@gmail.com

[‡]Universidad Nacional de Tucumán. Email: abrilsaracho@gmail.com

Resumen

La elasticidad precio de la demanda de energía para los consumidores residenciales es, probablemente, la variable más importante para definir políticas relacionadas con la sostenibilidad, eficiencia y equidad. Sin embargo, estimar la respuesta de los consumidores a los cambios en los precios es complejo debido a *shocks* de demanda simultáneos, restricciones regulatorias y respuestas complejas de los consumidores en este mercado. Este trabajo estima la elasticidad precio a corto y largo plazo del consumo de energía residencial utilizando un experimento natural derivado de la implementación de la Tarifa Social Eléctrica en Tucumán, Argentina. Esta política, orientada a asistir a hogares vulnerables, proporcionó un subsidio al cargo fijo de la tarifa eléctrica. Se emplea un enfoque de diferencias en diferencias, utilizando como grupo de control a los hogares que no son beneficiarios de la tarifa social. Esto nos permite calcular la elasticidad precio del consumo de electricidad en diferentes niveles de consumo. Nuestros hallazgos muestran que, en general, la elasticidad precio del consumo es inelástica, con un efecto más pronunciado entre los usuarios de menor consumo. Además, se observa que el efecto de largo plazo es mayor para los usuarios de alta vulnerabilidad. Este estudio proporciona las primeras estimaciones de la elasticidad precio a corto y largo plazo para América Latina utilizando esta estrategia de identificación, ofreciendo valiosos aportes para el diseño de políticas energéticas.

Palabras clave: Consumo eléctrico residencial, Elasticidad precio, Tarifa Social, Diferencias en diferencias, Efectos heterogéneos, Corto plazo, Largo plazo.

1 Introducción

Entre todos los bienes y servicios en la sociedad moderna, pocos son tan esenciales como la energía eléctrica. Esta es crucial tanto para el desarrollo de las actividades productivas de las empresas como para actividades cotidianas de los hogares (International Energy Agency, 2021; Harris et al., 2020). En las últimas décadas, el crecimiento de la demanda ha planteado importantes interrogantes sobre la sostenibilidad y eficiencia de su uso, abarcando desde aspectos ambientales hasta el bienestar de los hogares y la eficiencia productiva (Zou et al., 2020; Phoumin and Kimura, 2014). Para abordar estas cuestiones, es fundamental entender la respuesta de los consumidores a las variaciones en los precios de la electricidad, lo que hace esencial la estimación de su elasticidad-precio.

A pesar de su importancia, y aunque la literatura económica sobre la demanda de energía data del siglo pasado —iniciada por Houthakker (1951)—, estimar la respuesta del consumidor a un shock de precios sigue siendo un desafío (Nataraj and Hanemann, 2011). Los cambios en los precios suelen ocurrir simultáneamente con *shocks* de demanda o afectan de manera simultánea a todos los usuarios, y las evaluaciones experimentales son extremadamente complejas debido a las restricciones regulatorias. Además, es necesario considerar dos aspectos específicos sobre la respuesta del consumidor a los *shocks* de precios. La demanda de energía es una demanda derivada del uso de bienes durables, y los cambios de precios, tanto transitorios como permanentes, pueden generar respuestas diferentes asociadas con el uso y la inversión en dichos bienes (Berndt and Samaniego, 1984; Poblete-Cazenave and Pachauri, 2021). Asimismo, estudios recientes sugieren que los consumidores de energía pueden no responder de acuerdo a lo que predice la teoría económica estándar, ya que pocas personas comprenden la tasa marginal de los precios no lineales, comúnmente aplicada en los mercados de energía (Ito, 2014; Wichman, 2014).

Nuestro trabajo contribuye a esta literatura al estimar, mediante una estrategia de identificación robusta, la elasticidad precio de corto y largo plazo del consumo de energía residencial. Para ello, aprovechamos un experimento natural derivado de la implementación, en enero de 2021, de una Tarifa Social Eléctrica en la provincia de Tucumán, Argentina. Esta medida, que consistió en un subsidio al cargo fijo de la tarifa eléctrica, tuvo como objetivo asistir a los hogares vulnerables en el pago de su consumo eléctrico. Sin embargo, su implementación no fue inmediata; durante el primer año, la tarifa social solo alcanzó a un grupo reducido de usuarios en situación de alta vulnerabilidad social. Utilizando un diseño de diferencias en diferencias, estimamos el efecto de este subsidio sobre el consumo de los usuarios residenciales, utilizando como grupo de control a los hogares que no son beneficiarios de la tarifa social. Esta metodología nos permite calcular la elasticidad-precio del consumo eléctrico en hogares con diferentes niveles de consumo y vulnerabilidad socioeconómica, tanto a corto como a largo plazo.

Como se mencionó anteriormente, la literatura sobre la elasticidad-precio del consumo de energía es extensa y compleja. Esta complejidad se refleja en la amplia variedad de resultados, datos y métodos utilizados en las estimaciones. En uno de los estudios más exhaustivos sobre el tema, Labandeira et al. (2017) realizan un meta-análisis de más de 400 investigaciones empíricas sobre la elasticidad-precio de la demanda de energía. El análisis distingue los efectos de las estimaciones basadas en características como el país de referencia, el tipo de consumidor, la duración del período analizado, los datos empleados y los modelos utilizados. Los resultados indican que la elasticidad-precio de la demanda suele ser

inelástica, con valores promedio de $-0,13$ a corto plazo y $-0,37$ a largo plazo. No obstante, los autores destacan las importantes limitaciones que la estructura de los datos puede presentar al estimar este parámetro, señalando que la disponibilidad de microdatos no es común y, en muchos casos, no permite abordar la heterogeneidad en los datos.

En otro estudio relevante, Zou et al. (2020) investigan el impacto de la política de precios de bloque incremental (IBP, por sus siglas en inglés) en la conservación de electricidad en las provincias chinas de Guangdong, Sichuan y Shanghai entre 2011 y 2012. Utilizando un enfoque de diferencias en diferencias (DiD), los autores encuentran que la implementación de IBP reduce significativamente el consumo en diversas especificaciones y a lo largo de todas las provincias. No obstante, destacan que los efectos varían según los niveles de ingresos y las provincias, con una mayor influencia en los sectores de ingresos medios y altos. En una línea similar, Zhang et al. (2017) analizan el impacto de la política IBP en la provincia de Guangdong, China. Mediante un modelo de regresión discontinua (RD), sus estimaciones indican que los hogares no responden a pequeños aumentos en el precio marginal (aproximadamente 8%), pero sí a aumentos mayores (40%), reduciendo el consumo de electricidad en un 35% . Finalmente, Ito (2014), utilizando un diseño de regresión discontinua espacial, demuestran que los altos costos de información y la complejidad de las estructuras tarifarias llevan a los consumidores a usar el precio promedio como una aproximación práctica al precio marginal¹. Los resultados de Ito (2014) indican que tanto la elasticidad-precio marginal (PMg) como la elasticidad-precio marginal esperado (EPMg) no son significativamente diferentes de cero, mientras que la elasticidad-precio promedio (PMe) es significativa, con un valor entre $-0,054$ y $-0,086$ ².

Nuestros resultados indican que la implementación de la Tarifa Social Eléctrica indujo un aumento en el consumo residencial promedio de 4.02% en el corto plazo y 2.06% en el largo plazo. Mientras que además se encuentran efectos heterogeneos en los distintos niveles de consumo y vulnerabilidad socioeconómica. A su vez, las estimaciones de elasticidad calculada para todos los hogares arrojan valores de entre -0.13 en el corto plazo y -0.17 en el largo plazo. Mientras que para los usuarios mas vulnerables, estas cifras son de -0.14 y -0.37 , respectivamente.

Este estudio proporciona las primeras estimaciones de la elasticidad precio a corto y largo plazo para América Latina utilizando esta estrategia de identificación, realizando un aporte fundamental para el desarrollo de políticas energéticas en la región. Nuestros resultados contribuyen a la literatura previa, concluyendo que, en general, la demanda de energía eléctrica es inelástica. En segundo lugar, este trabajo amplía la discusión sobre la heterogeneidad entre los consumidores al demostrar que existe una mayor reacción por parte de los hogares de bajo consumo y los de alta vulnerabilidad. Adicionalmente, las estimaciones respaldan los hallazgos de Ito (2014), indicando que los usuarios responden al precio promedio en lugar del precio marginal, lo que enriquece la literatura sobre esquemas tarifarios complejos y precios percibidos.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera: la sección 2 describe el marco institucional y la estructura tarifaria. La sección 3 presenta nuestra estrategia de identificación, la estructura de los datos y el modelo a estimar. La sección 4 discute los resultados obtenidos, mientras que las secciones

1. Este aspecto genera una discusión interesante dentro de la temática. Para un análisis adicional, véase Wichman (2014). Algunos autores argumentan que los consumidores responden al precio marginal, pero solo ante cambios *grandes* en magnitud (Zhang et al., 2017; Nataraj and Hanemann, 2011).
2. El Cuadro A.1 del apéndice resume algunos resultados de la literatura.

5 y 6 resumen los principales hallazgos, discuten las limitaciones del estudio y especifican la dirección futura de la investigación.

2 Marco Institucional y Tarifario

En la provincia de Tucumán, la empresa EDET S.A. se encarga de suministrar aproximadamente 2.700 GWh de energía eléctrica por año a más de 530.000 usuarios alcanzando a, aproximadamente, 1,6 millones de habitantes³. Además, la actividad de EDET es regulada por el Ente Regulador de Servicios Públicos de Tucumán (ERSEPT), una entidad autárquica del Estado Provincial.

El esquema tarifario vigente entre 2019 y 2020 consistió en un cargo fijo y un cargo variable, estructurado en cinco bloques de precios escalonados en función del nivel de consumo total del último bimestre del usuario. Dicho esquema no contemplaba subsidios al consumo eléctrico.

No obstante, tras el congelamiento tarifario del año 2020, ERSEPT introdujo importantes modificaciones en el esquema tarifario, en vigencia desde el 8 de enero de 2021 (Cuadro 1). En el centro de esta reforma, se erige la implementación de la **Tarifa Social Eléctrica (TSE)**, un subsidio al consumo de energía eléctrica reflejado en el cargo fijo de la factura. Esta medida surge ante la imperiosa necesidad de garantizar el acceso universal a un servicio esencial, considerando la situación de los usuarios con necesidades básicas insatisfechas y los sectores más vulnerables de la provincia⁴. Durante el primer año de implementación, para ser beneficiario, el titular del servicio debía cumplir con al menos uno de los criterios establecidos, tales como ser beneficiarios de programas de asistencia social de Asignación Universal por Hijo, jubilados y pensionados de bajos ingresos, entre otros, que denotan que el hogar se encuentra en situación de vulnerabilidad socioeconómica⁵. Además, los beneficiarios debían estar en situación regular respecto a sus servicios y no adeudar pagos, ya que el subsidio sería revocado en caso de morosidad⁴. Para enero de 2021, la tarifa social alcanzó a 305.694 de los usuarios residenciales, lo que representó un 54 % del total de usuarios de la provincia. Los hogares percibieron un descuento del 45 % en el cargo fijo de su factura eléctrica, proporción que se mantuvo hasta mayo de 2022.

La implementación del subsidio se dió a la par de otras grandes reformas:

1. El Cuadro tarifario se dividió en cuatro bloques de precios con cargo fijo escalonados y cargo variable uniforme.
2. La categoría a la cual pertenece cada usuario se define en función del consumo promedio de los últimos doce meses (MM(12))⁶.
3. Se implementó un gravamen por exceso de consumo a partir de la MM(12) 750 kWh/mes, con los beneficiarios de la Tarifa Social exentos de este.

Además, esto fue acompañado de una gran actualización del cargo fijo por kWh, aumentando entre un 816 % y 1487 %, y una disminución del cargo variable para casi todos los niveles de consumo eléctrico, con excepción de los usuarios no beneficiarios del subsidio y consumo excesivo. Dada la

3. <https://www.edetsa.com/info/pwa/institucional/quienes-somos>.

4. RES ERSEPT N° 645/20 - RTI EDET SA 2020-2025.

5. Véase el Apéndice B para una lista completa de los criterios de inclusión.

6. Se calcula sin tener en cuenta los períodos con consumo igual a 0 kWh.

Cuadro 1: Tarifa 1R - Pequeñas demandas de uso residencial. Vigente en enero de 2021.

Costo Fijo*	Unidad	Cargo	TSE	TSE/Cargo
C1: Consumo \leq 150 kWh/mes	\$/mes	206,25	-92,81	45 %
C2: Consumo entre 151 y 250 kWh/mes	\$/mes	413,62	-186,13	45 %
C3: Consumo entre 251 y 550 kWh/mes	\$/mes	894,98	-402,74	45 %
C4: Consumo \geq 550 kWh/mes	\$/mes	1.761,48	-792,67	45 %
Costo Variable	Unidad	Cargo	TSE	TSE/Cargo
Cargo por energía	\$/kWh	2,9343	-	-
Cargo por consumo en exceso**	\$/kWh	1,6432	-1,6432	100 %

Fuente: Resolución N°836/19 - ERSEPT.

Notas: *La categoría se define en función del consumo promedio de los últimos 12 meses (incluido el consumo actual), sin contar los meses de consumo igual a 0 kWh. **Consumo mayor a 750 kWh/mes.

implementación de la TSE, sus beneficiarios observaron un aumento del cargo fijo mucho menor, entre 145 % y 773 %. Además, el cargo variable disminuyó para todos los servicios beneficiarios.

Cuadro 2: Cambio porcentual medio, mínimo y máximo en el cargo fijo y variable entre diciembre de 2020 y enero de 2021.

Estadístico	Cambio en el cargo fijo	Cambio en el cargo fijo con TSE	Cambio en el cargo variable	Cambio en el cargo variable con TSE
Media	816 %	404 %	-18 %	-27 %
Mínimo	354 %	145 %	-34 %	-38 %
Máximo	1487 %	773 %	4 %	-12 %

Fuente: Elaboración propia en base a los Cuadros tarifarios vigentes en diciembre 2020 y enero 2021.

Dada la magnitud de los cambios en los cargos fijos a los cual se enfrentan los usuarios, se observa que el cargo medio también cambió drásticamente. En la Figura 1 se ilustra el cargo medio y el cargo variable para cada nivel de consumo eléctrico, así como el cambio porcentual resultante de la actualización de precios. Al comparar los cargos de diciembre de 2020 con los de enero de 2021, se evidencia un gran incremento en el cargo medio para todos los niveles de consumo. Sin embargo, los usuarios beneficiarios de la TSE experimentaron, en general, un aumento del cargo fijo de menor magnitud, e incluso una leve disminución de este cargo para algunos niveles de consumo. En cuanto al cargo variable, ambos grupos registraron una reducción, a excepción de los hogares con consumo excesivo que no reciben el subsidio.

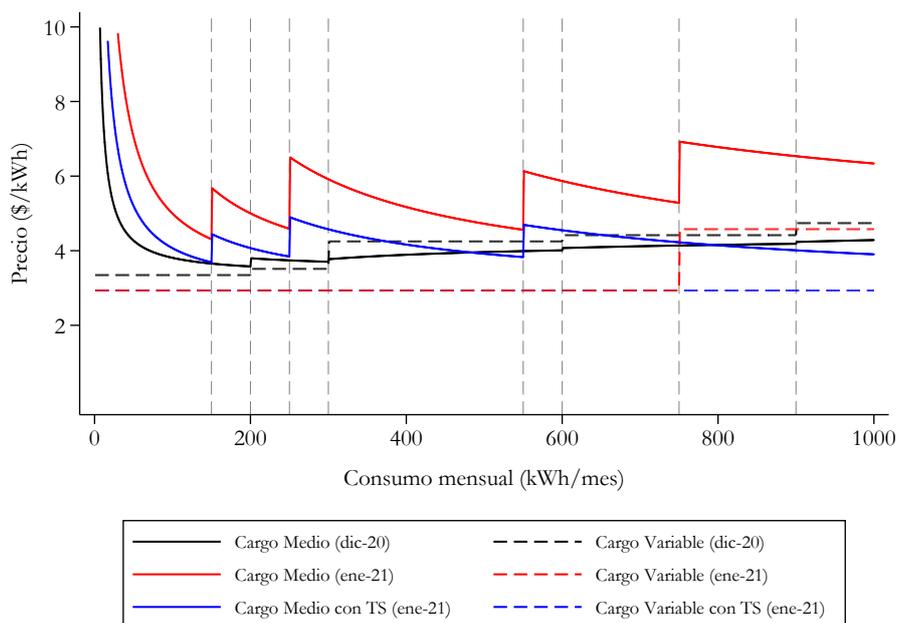
En síntesis, de la implementación de esta política energética surgen dos grupos de usuarios residenciales:

1. Los beneficiarios de la tarifa social que se enfrenta a un aumento del cargo fijo y medio, para todos los niveles de consumo de energía eléctrica.
2. Los no beneficiarios de la tarifa social que observan un mayor aumento del cargo fijo y medio, para todos los niveles de consumo de energía eléctrica.

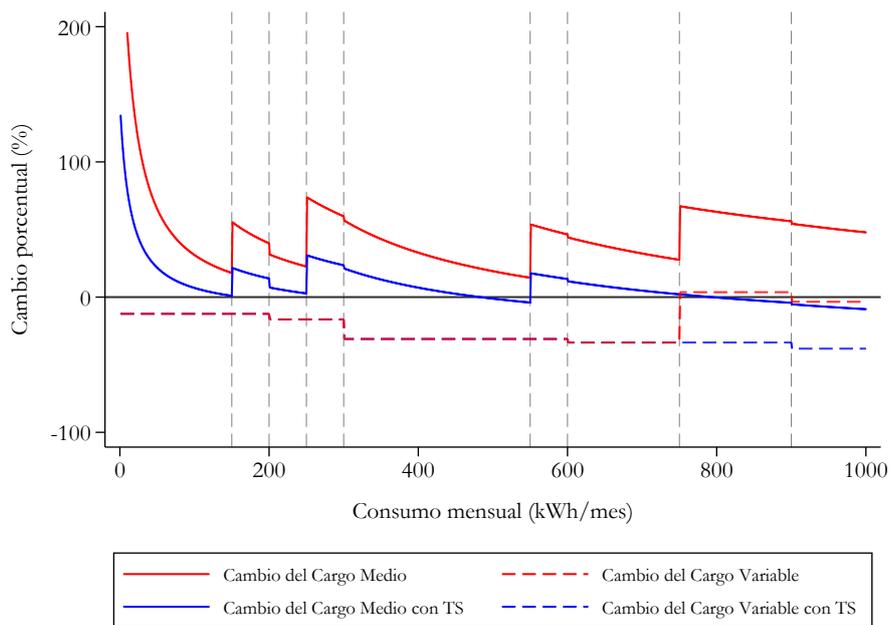
Por último, cabe mencionar que a partir de enero de 2022 se modificó el mecanismo de asignación del subsidio. A diferencia del régimen previo, donde el subsidio se asignaba automáticamente

Figura 1: Esquemas tarifarios - Tarifa 1R, pequeñas demandas de uso residencial.

(a) Cargo medio y marginal del consumo eléctrico en dic-2020 y ene-2021.



(b) Cambio porcentual del cargo medio y marginal del consumo eléctrico, entre dic-2020 y ene-2021



Fuente: Elaboración propia en base a los Cuadros tarifarios vigentes en diciembre 2020 y enero 2021.

Nota: Los cálculos se realizan en base a los cargos mensualizados. Las líneas punteadas en el gráfico indican los límites de las diferentes categorías tarifarias.

a los hogares que cumplían con los requisitos, ahora los hogares deben postularse activamente para percibirlo.

3 Metodología

3.1 Estrategia de identificación

El experimento natural ocurrido en Tucumán constituye un caso especial de diferencias en diferencias⁷ (DiD) debido a la introducción simultánea de dos cambios - o tratamientos - que afectan a todos los usuarios: un grupo experimentó una modificación en el esquema tarifario, mientras que el otro grupo observó esta modificación y, además, recibió la Tarifa Social Eléctrica (TSE). Siguiendo el marco conceptual de Fricke (2017), denominamos a estos tratamientos como de “alta intensidad” (con gran aumento del cargo fijo) y de “baja intensidad” (con menor aumento del cargo fijo por ser beneficiario de la TSE).

En escenarios donde todos los individuos reciben algún tipo de tratamiento, el estimador de DiD se utiliza para comparar el efecto de un tratamiento respecto al otro. Fricke (2017) y Callaway et al. (2024) demuestran que, bajo ciertos supuestos, es posible identificar total o parcialmente el efecto promedio del tratamiento en los tratados (ATT, por sus siglas en inglés). En particular, esta identificación requiere una modificación del supuesto estándar de tendencias paralelas.

Considere un tratamiento de alta intensidad (*high*) y uno de baja (*low*), $d \in (H, L)$, y dos grupos de individuos $D = H$ o $D = L$. En su identificación más simple, podemos considerar los efectos de cada grupo por separado respecto a un grupo de control (inobservado). Definimos $\Delta_{0L|D=L}$ como el ATT del tratamiento L para los individuos L respecto del grupo de control:

$$\Delta_{0L|D=L} = \mathbb{E}[Y_1^L | D = L] - \underbrace{\mathbb{E}[Y_1^0 | D = L]}_{\text{Contrafactual}} \quad (1)$$

Donde $\mathbb{E}[Y_1^L | D = L]$ representa el resultado potencial del individuo L en el momento $t = 1$, siendo que recibió el tratamiento L. En este caso, la identificación requiere el supuesto de tendencias paralelas (TP) estándar:

$$\mathbb{E}[Y_1^L | D = L] - \mathbb{E}[Y_0^0 | D = L] = \mathbb{E}[Y_1^0 | D = 0] - \mathbb{E}[Y_0^0 | D = 0] \quad (2)$$

En nuestro caso, el efecto causal en los individuos L se define como:

$$\Delta_{HL|D=L} = \mathbb{E}[Y_1^L | D = L] - \underbrace{\mathbb{E}[Y_1^H | D = L]}_{\text{Contrafactual}} \quad (3)$$

En este caso el supuesto de TP requerido nos exige:

$$\mathbb{E}[Y_1^H | D = L] - \mathbb{E}[Y_0^0 | D = L] = \mathbb{E}[Y_1^H | D = H] - \mathbb{E}[Y_0^0 | D = H] \quad (4)$$

$$\underbrace{\mathbb{E}[Y_1^H | D = L]}_{\text{Contrafactual}} = \underbrace{\mathbb{E}[Y_1^H | D = H]}_{\text{Identificado}} - \underbrace{\mathbb{E}[Y_0^0 | D = H]}_{\text{Identificado}} + \underbrace{\mathbb{E}[Y_0^0 | D = L]}_{\text{Identificado}} \quad (5)$$

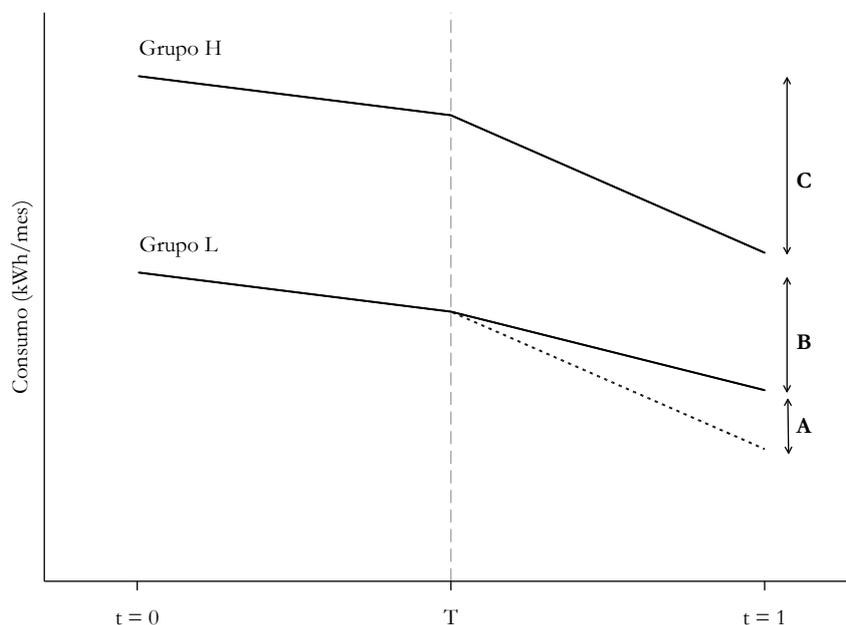
Nótese que el lado derecho de la ecuación (4) indica la tendencia en el consumo de los individuos

7. Fricke, H. (2017). Identification based on difference-in-differences approaches with multiple treatments. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 79(3):426–433.

que no recibieron TSE y enfrentaron el cambio tarifario y el lado izquierdo indica la tendencia *que hubieran tenido* los beneficiarios si no recibían el subsidio y *hubiesen observado* el aumento tarifario completo. Lo que la ecuación nos dice, en términos generales, es que el supuesto de TP se cumplirá sí y solo sí el tratamiento *high* (H) tiene **efectos homogéneos** en ambos grupos. En nuestro caso, esto nos exige afirmar que el cambio tarifario hubiera tenido el mismo efecto en ambos grupos en ausencia de Tarifa Social. Si esto se cumple, entonces nuestro estimador de DiD es el ATT del subsidio a la tarifa eléctrica⁸.

$$\underbrace{\Delta_{HL|D=L}}_A = \underbrace{\mathbb{E}[Y_1^L | D = L] - \mathbb{E}[Y_0^0 | D = L]}_B - \underbrace{\left(\mathbb{E}[Y_1^h | D = H] - \mathbb{E}[Y_0^0 | D = H] \right)}_C \quad (6)$$

Figura 2: Efecto causal en DiD con dos tratamientos de distinta intensidad y tendencias paralelas (efectos homogéneos).



Fuente: Elaboración propia.

Notas: Las líneas indican con consumo observado de cada grupo y La línea punteada representa el consumo inobservado del grupo L si recibe el tratamiento H. Las referencias A, B y C corresponden a la ecuación 6.

Por último, en el contexto de nuestro estudio asumimos un modelo de demanda en el que los usuarios ajustan el consumo según el último precio observado en su factura⁹. Si los usuarios no disponen de información completa y responden de esta manera¹⁰, es esperable que en enero aún no se observe un efecto significativo del tratamiento. En el momento de la lectura de enero, los usuarios aún no enfrentan ninguna factura con el nuevo esquema tarifario. En febrero, por otro lado, los consumidores tienen como referencia el precio del mes anterior, en el que el cambio tarifario aún no

8. Callaway, B., Goodman-Bacon, A., and Sant'Anna, P. H. (2024). Difference-in-differences with a continuous treatment. Technical report, National Bureau of Economic Research.

9. Wichman, C. J. (2014). Perceived price in residential water demand: Evidence from a natural experiment. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 107:308–323.

10. Acerca de otros trabajos que involucran información imperfecta véase Ito (2014); Bastos et al. (2015). Para una discusión teórica puede referirse a Liebman (2004).

se aplicó completamente;¹¹ mientras que a finales de febrero observan la tarifa plena.

3.2 Datos

Para este análisis, utilizamos como fuente principal un panel de datos de facturación de todos los usuarios residenciales de la provincia, proporcionado por ERSEPT¹². Este conjunto de datos abarca casi 10 millones de facturas correspondientes a 562.866 usuarios residenciales de Tucumán para el período de enero-2020 a junio-2022. De estos usuarios, 151.580 tienen ciclos de facturación mensual y 411.286 facturan bimestralmente. Cada factura registrada incluye datos como el número de servicio, el consumo energético, la fecha de lectura del medidor, el monto facturado, la condición del usuario respecto a la tarifa social, y detalles sobre el comportamiento de pago de la factura.

Previo al análisis, aplicamos una serie de restricciones a los datos. Primero, seleccionamos únicamente a los usuarios con facturación mensual, excluyendo a los bimestrales. Los diferentes ciclos de facturación afectan significativamente al momento en que los hogares perciben los nuevos precios. Esto genera múltiples escenarios en la temporalidad e intensidad del tratamiento, especialmente para los usuarios bimestrales. Algunos reciben su última factura con precios viejos en noviembre, diciembre o enero, seguida de una factura con precios prorrateados¹³ en enero, febrero o marzo, y finalmente una factura con precios nuevos en marzo, abril o mayo¹⁴.

En segundo lugar, limitamos el análisis a los años 2020 y 2021, ya que en enero de 2022 se introdujo un cambio en el mecanismo de asignación del subsidio, que exige a los hogares una postulación voluntaria para ser beneficiarios.

En tercer lugar, eliminamos los servicios con comportamientos irregulares, como aquellos que se dan de baja durante el período de análisis, aquellos con al menos una factura con consumo igual a cero, aquellos con más de una lectura por mes o aquellos con consumos extremos, pertenecientes al percentil 99 de la distribución mensual del consumo.

Por último, descartamos los servicios a los que se les asigna la tarifa social en algún período posterior a enero de 2021, así como aquellos a quienes se les retira el subsidio. Cabe destacar que la mayoría de los beneficiarios reciben el subsidio al momento de la aplicación y no lo pierden durante el período de análisis. Solo 302 usuarios pierden su estatus de beneficiario y 421 usuarios reciben el subsidio de manera tardía.

Finalmente, la base de datos utilizada consta de 2,5 millones de facturas mensuales correspondientes a 2020 y 2021, asociadas a 104.017 usuarios, de los cuales el 46,53% reciben la tarifa social.

-
11. Recordemos que el esquema entra en vigencia el 8 de enero de 2021 y las tarifas se prorratearon teniendo en cuenta la proporción de días bajo el viejo y nuevo régimen.
 12. Es importante destacar que datos de este calibre no se encuentran públicamente disponibles y son provistos mediante un acuerdo institucional de confidencialidad entre el equipo de investigadores, EDET y ERSEPT.
 13. Dado que la implementación del nuevo régimen ocurre el 8 de enero, la primera lectura del medidor incluye consumo de días anteriores y posteriores a la reforma tarifaria. Por ello, EDET calcula el monto facturado prorrateando los cargos antiguos y nuevos.
 14. Las lecturas del medidor se realizan durante todo el mes para los usuarios bimestrales y en la segunda mitad del mes para los usuarios mensuales. Debido a la complejidad del escenario, decidimos enfocar el análisis solo en los usuarios con facturación mensual, quienes reciben su última factura con precios viejos en diciembre, con precios prorrateados en enero y con precios nuevos en febrero.

Cuadro 3: Cantidad de usuarios de energía eléctrica en la base de datos original y filtrada.

	Beneficiarios*	No beneficiarios**	Total
Base de datos original	63.756 (42,06 %)	87.824 (57,94 %)	151.580 (100,00 %)
Base de datos filtrada	48.399 (46,53 %)	55.618 (53,47 %)	104.017 (100,00 %)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EDET & ERSEPT.

Notas: *Servicio que recibe tarifa social en enero de 2021. **Servicio que no recibe tarifa social en ningún momento.

Adicionalmente, la base de datos permite explorar las diferencias entre hogares mediante una variable que indica el grado de vulnerabilidad de las zonas donde residen, basada en un enfoque multidimensional de las privaciones socioeconómicas de la población elaborado por ERSEPT en conjunto con otras instituciones (ERSEPT et al., 2018), en base a datos del Censo Nacional de 2010. Para su construcción, se incluyeron variables que abarcan distintas dimensiones sociales, económicas, ambientales y urbanas, destacando el porcentaje de viviendas precarias (rancho, casilla) y el porcentaje de hogares con privación patrimonial y privación convergente¹⁵.

En el Cuadro C.2 se presenta la distribución de los beneficiarios de la tarifa social según la vulnerabilidad de la zona en la que residen. Como puede observarse, los beneficiarios del subsidio son más numerosos en las zonas de alta vulnerabilidad, y su participación disminuye a medida que la vulnerabilidad disminuye. A pesar de no estar balanceados, la presencia de un soporte común en todos los segmentos de vulnerabilidad permite subdividir la muestra en grupos más homogéneos para realizar estimaciones más precisas.

Por último, cabe destacar que el impacto de un cambio en los precios también varía según el nivel de consumo del usuario (Wichman, 2014). Por ello, se incluyó como variable el decil de consumo promedio del hogar. Para todos los usuarios, se calculó el consumo promedio de 2020 y se les asignó a su decil correspondiente en la distribución. Dado que los usuarios dentro de un mismo decil presentaron patrones de consumo similares en 2020, es razonable suponer que comparten características inobservables que influyen en su consumo, lo que los convierte en mejores grupos de comparación al estimar el efecto causal del cambio de precios¹⁶. Como se observa en el Cuadro C.1, la asignación de la TSE está equilibrada entre los distintos deciles de consumo.

3.3 Modelo

Para realizar la estimación partimos de un modelo estándar de DiD definido como:

$$\ln(C_{it}) = \beta_0 + \alpha_i + \beta_1 post_t + \beta_2 post_t D_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

15. Se consideran hogares con privación patrimonial aquellos que habitan en una vivienda con piso de tierra, techos sin cielorraso: de chapa, fibrocemento, plástico, cartón, caña, tabla, paja con barro, paja sola y que carecen de inodoro con descarga de agua. Se considera hogares con privación de recursos corrientes aquellos con capacidad económica restringida (Dirección de Estadísticas de la Provincia de Tucumán).

16. Se utilizó el consumo previo al tratamiento para evitar problemas de endogeneidad al considerar meses en los que ya se había implementado el nuevo esquema tarifario y el subsidio.

Dónde:

- $post_t$: es una variable binaria que toma el valor 1 para los meses después del cambio tarifario, y 0 en caso contrario.
- C_{it} : representa el consumo eléctrico mensual del servicio i en el período t .
- D_i : es una variable binaria igual a 1 si el hogar recibió TSE en enero de 2021, y 0 en caso contrario.
- α_i : representa los efectos fijos del hogar i .
- ϵ_{it} : el término de error idiosincrático.

Como se desarrolló en la subsección anterior, el supuesto clave requiere afirmar que los usuarios con tratamiento *low* (beneficiarios) habrían reaccionado igual que los usuarios *high* al cambio del esquema tarifario en ausencia de la TSE. Aunque en algunos contextos económicos este supuesto puede parecer poco plausible, nuestro experimento tiene la particularidad de que ambos tratamientos implican aumentos de precio. A priori, podemos afirmar que ambos tratamientos comparten al menos una característica en común: el signo esperado del cambio en el consumo es negativo. Conociendo la dirección del efecto, solo resta examinar su magnitud: el impacto de un cambio en los precios debería ser similar en hogares cuyos comportamientos de consumo y características intrínsecas sean similares. Por lo tanto, para mejorar la consistencia de nuestra estimación y abordar los supuestos, se estima el modelo en submuestras de hogares que comparten el mismo nivel de consumo (medido por el decil de consumo promedio de los últimos 12 meses) o el mismo nivel de vulnerabilidad.

4 Resultados

Los resultados indican que el efecto de la introducción de la tarifa social es positiva y significativa tanto en el corto plazo como en el largo plazo. Las tablas 4, 5, 6 y 7 detallan las estimaciones para los meses de enero, febrero, marzo y diciembre de 2021 respecto de diciembre 2020 en la muestra completa, para las submuestras de deciles y para los hogares con vulnerabilidad alta. Los resultados indican que el efecto de la introducción de la tarifa social es positiva y significativa tanto en el corto plazo como en el largo plazo. La dinámica refleja un aumento en el efecto del tratamiento en periodos posteriores a enero. Los resultados son consistentes con el modelo de demanda planteado.

La primera regresión (Cuadro 4) presenta las estimaciones del modelo estándar para todos usuarios de la muestra. Los resultados muestran un efecto positivo y significativo de la TSE en todos los períodos analizados, con un aumento del consumo rondando los 0,49% y 4,02%. Vemos que la magnitud del efecto aumenta a medida que los usuarios observan los cambios de precio, alcanzando el máximo en marzo de 2021.

Si dividimos la muestra según los grupos de deciles, observamos que el efecto es mayor en los grupos de menor consumo (Cuadro 5). Para marzo de 2021 se puede apreciar un efecto positivo y significativo de entre 4,63% y 4,36% en el consumo de los deciles 2 al 6. Este disminuye a valores de entre 3,89% y 2,21% entre los deciles 7 y 10.

Cuadro 4: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para todos los usuarios. Estimaciones de corto y largo plazo.

<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>				
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,0736*** (0,0013)	-0,2151*** (0,0015)	-0,2381*** (0,0017)	-0,1055*** (0,0022)
<i>post</i> × <i>D</i>	0,0049*** (0,0019)	0,0219*** (0,0022)	0,0402*** (0,0024)	0,0206*** (0,0032)
Constante	5,6539*** (0,0005)	5,6539*** (0,0005)	5,6539*** (0,0006)	5,6539*** (0,0008)
Usuarios	104.017	104.017	104.017	104.017
Observaciones	208.034	208.034	208.034	208.034
Within R^2	0,052	0,254	0,240	0,034

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro 5: Resumen de resultados de los estimadores del efecto promedio del tratamiento en los tratados (ATT) para cada submuestra por decil de consumo.

Efecto promedio del tratamiento en los tratados				
Decil	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
1	-0,0173* (0,0090)	-0,0387*** (0,0108)	-0,0126 (0,0117)	-0,0269* (0,0162)
2	-0,0017 (0,0063)	0,0179** (0,0072)	0,0463*** (0,0080)	0,0034 (0,0103)
3	-0,0023 (0,0061)	0,0113* (0,0065)	0,0444*** (0,0078)	0,0342*** (0,0096)
4	0,0047 (0,0058)	0,0176*** (0,0066)	0,0447*** (0,0075)	0,0150 (0,0092)
5	0,0076 (0,0057)	0,0283*** (0,0064)	0,0439*** (0,0071)	0,0258*** (0,0092)
6	0,0088* (0,0052)	0,0305*** (0,0062)	0,0436*** (0,0067)	0,0201** (0,0088)
7	-0,0058 (0,0053)	0,0232*** (0,0057)	0,0389*** (0,0066)	0,0208** (0,0085)
8	0,0085 (0,0054)	0,0312*** (0,0059)	0,0387*** (0,0067)	0,0166* (0,0085)
9	0,0083 (0,0052)	0,0246*** (0,0059)	0,0337*** (0,0065)	0,0054 (0,0084)
10	0,0112** (0,0047)	0,0191*** (0,0057)	0,0221*** (0,0060)	0,0166** (0,0078)

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Cada regresión se hizo controlando por efectos fijos al nivel del servicio. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Contemplando solo los consumidores en zonas de alta vulnerabilidad, en el Cuadro 6, el efecto de la tarifa social en el consumo fue del 3,68 % en marzo de 2021, manteniéndose alrededor de un 3,31 % hacia diciembre. El Cuadro 7 presenta los resultados de las estimaciones para estos usuarios,

por decil. Las estimaciones indican que, en marzo de 2021, el consumo para los beneficiarios aumentó entre 5,49 % y 2,56 % respecto de los no beneficiarios de la Tarifa Social.

Cuadro 6: Resumen de resultados de los estimadores del efecto promedio del tratamiento en los tratados (ATT) para cada submuestra por zona de vulnerabilidad.

Decil	Efecto promedio del tratamiento en los tratados			
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
Alta	0,0022 (0,0030)	0,0186*** (0,0035)	0,0368*** (0,0038)	0,0331*** (0,0051)
Media	0,0092** (0,0036)	0,0219*** (0,0040)	0,0380*** (0,0046)	0,0192*** (0,0058)
Baja	0,0218*** (0,0043)	0,0397*** (0,0049)	0,0531*** (0,0054)	0,0227*** (0,0071)

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Cada regresión se hizo controlando por efectos fijos al nivel del servicio. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro 7: Resumen de resultados de los estimadores del efecto promedio del tratamiento en los tratados (ATT) para cada submuestra por decil de consumo, para los hogares de vulnerabilidad alta.

Decil	Efecto promedio del tratamiento en los tratados			
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
1	-0,0079 (0,0145)	-0,0267 (0,0174)	-0,0104 (0,0180)	-0,0029 (0,0265)
2	-0,0109 (0,0106)	0,0201* (0,0121)	0,0434*** (0,0135)	0,0213 (0,0169)
3	-0,0069 (0,0095)	0,0190* (0,0108)	0,0409*** (0,0129)	0,0323** (0,0154)
4	0,0085 (0,0095)	0,0166 (0,0105)	0,0549*** (0,0123)	0,0380** (0,0156)
5	0,0024 (0,0094)	0,0235** (0,0108)	0,0322*** (0,0115)	0,0346** (0,0150)
6	0,0094 (0,0092)	0,0277** (0,0109)	0,0469*** (0,0114)	0,0192 (0,0142)
7	-0,0109 (0,0084)	0,0103 (0,0095)	0,0256** (0,0103)	0,0264* (0,0135)
8	0,0060 (0,0087)	0,0220** (0,0089)	0,0348*** (0,0103)	0,0488*** (0,0149)
9	0,0007 (0,0079)	0,0191** (0,0095)	0,0385*** (0,0102)	0,0053 (0,0121)
10	0,0032 (0,0069)	0,0131 (0,0092)	0,0147 (0,0093)	0,0360*** (0,0118)

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Los usuarios se asignan a un grupo de decil basándose en el consumo promedio del año 2020. Cada regresión se hizo controlando por efectos fijos al nivel del servicio. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

4.1 Elasticidad-precio

Para estimar la elasticidad precio de la demanda, es fundamental utilizar datos correspondientes al mismo período de tiempo, incluyendo el consumo, la tarifa plena y la tarifa social (TSE). La lógica subyacente de la estimación es comparar, mediante el coeficiente β_t , el impacto que tendría un beneficiario de la TSE si hubiese enfrentado precios altos, es decir, aquellos que recibieron los no beneficiarios. Así, el cambio porcentual en el precio se define como:

$$\Delta \%P(\bar{c}_t) = \frac{P_{TSE,t}}{P_t} - 1 \quad (8)$$

Donde $P_{TSE,t}$ es el precio bajo aplicado en el período t , y P_t es el precio alto, sin subsidio. Para definir estos precios, se calculó la tarifa utilizando el consumo medio de los hogares de la muestra correspondiente, \bar{c}_t . De esta manera, la elasticidad precio η se puede calcular como la relación entre el coeficiente estimado $\hat{\beta}_t$ y el cambio porcentual en el precio:

$$\eta = \frac{\hat{\beta}_t}{\Delta \%P(\bar{c}_t)} \quad (9)$$

De esta forma, hallamos que la elasticidad del consumo eléctrico calculada para todos los hogares es de -0,13 en el corto plazo y de -0,17 en el largo plazo, mientras que para los usuarios más vulnerables estas cifras son de -0,14 y -0,37, respectivamente. Los Cuadros 8a y 8b presentan las elasticidades por decil de consumo, tanto a corto como a largo plazo, para todos los hogares y para aquellos de mayor vulnerabilidad. En marzo de 2021, la elasticidad varía entre -0,21 a -0,07 para los distintos deciles¹⁷. Al limitar la muestra a hogares de alta vulnerabilidad, los valores son similares, oscilando entre -0,20 y -0,09¹⁷. Hacia diciembre, la reacción a los precios es mayor, aunque el comportamiento sigue siendo inelástico, con valores estadísticamente significativos que se encuentran entre -0,14 y -0,37 para toda la muestra, y entre -0,18 y -0,52 para los hogares de alta vulnerabilidad.

17. Sin contemplar el grupo perteneciente al decil N°1, considerando que el efecto del tratamiento no es significativo.

Cuadro 8: Resumen de las elasticidades precio de la energía eléctrica. Estimaciones de corto y largo plazo.

(a) Elasticidad precio de la energía eléctrica, según decil de consumo. Estimaciones de corto y largo plazo.

Decil	Marzo 2021			Diciembre 2021		
	Consumo medio (kWh/mes)	Diferencia tarifa plena vs TS	η	Consumo medio (kWh/mes)	Diferencia tarifa plena vs TSE	η
1	91	-27,3 %	-0,05	116	-8,4 %	0,32
2	142	-22,4 %	-0,21	168	-10,9 %	-0,03
3	176	-27,7 %	-0,16	205	-9,3 %	-0,37
4	206	-26,0 %	-0,17	243	-8,1 %	-0,18
5	238	-24,4 %	-0,18	279	-13,2 %	-0,20
6	274	-31,1 %	-0,14	321	-11,9 %	-0,17
7	313	-29,7 %	-0,13	363	-10,9 %	-0,19
8	360	-28,3 %	-0,14	417	-9,8 %	-0,17
9	429	-26,4 %	-0,13	495	-8,5 %	-0,06
10	561	-30,7 %	-0,07	631	-12,0 %	-0,14

(b) Elasticidad precio de la energía eléctrica de los hogares de vulnerabilidad alta, según decil de consumo. Estimaciones de corto y largo plazo.

Decil	Marzo 2021			Diciembre 2021		
	Consumo medio (kWh/mes)	Diferencia tarifa plena vs TSE	η	Consumo medio (kWh/mes)	Diferencia tarifa plena vs TS	η
1	86	-27,9 %	-0,05	110	-8,8 %	-0,14
2	136	-22,9 %	-0,20	160	-11,3 %	-0,41
3	167	-28,3 %	-0,16	194	-9,7 %	-0,46
4	198	-26,4 %	-0,17	229	-8,5 %	-0,52
5	226	-25,0 %	-0,18	261	-13,8 %	-0,32
6	259	-31,6 %	-0,14	300	-12,5 %	-0,35
7	297	-30,3 %	-0,13	342	-11,4 %	-0,35
8	345	-28,7 %	-0,13	393	-10,3 %	-0,38
9	408	-27,0 %	-0,12	467	-9,0 %	-0,38
10	543	-23,8 %	-0,09	607	-12,3 %	-0,18

Notas: Ambas tablas muestran el consumo medio en kWh/mes y las diferencias porcentuales entre la tarifa plena y la tarifa social (TSE) para distintos deciles de usuarios. El coeficiente η representa la elasticidad estimada de la demanda con respecto a la diferencia de tarifas.

5 Conclusiones

Este trabajo estima la elasticidad precio a corto y largo plazo del consumo de energía residencial utilizando un experimento natural derivado de la implementación de la Tarifa Social Eléctrica en Tucumán, Argentina. Esta política, orientada a asistir a hogares vulnerables, proporcionó un subsidio al cargo fijo de la tarifa eléctrica. Se emplea un enfoque de diferencias en diferencias, utilizando como grupo de control a los hogares que no son beneficiarios de la tarifa social. Esto nos permite calcular la elasticidad precio del consumo de electricidad en diferentes niveles de consumo y vulnerabilidad socioeconómica.

Encontramos que la elasticidad del consumo eléctrico para todos los hogares es de $-0,13$ en el corto plazo y de $-0,17$ en el largo plazo, mientras que para los usuarios más vulnerables estas cifras son de $-0,14$ y $-0,37$, respectivamente. En marzo de 2021, la elasticidad varía entre $-0,21$ y $-0,07$ dependiendo del decil de consumo. Al centrarnos en los hogares de alta vulnerabilidad, los valores son similares, oscilando entre $-0,20$ y $-0,09$. A finales de año, la respuesta a los cambios en los precios es más pronunciada, aunque el comportamiento sigue siendo inelástico, con elasticidades entre $-0,14$ y $-0,37$ para la muestra general, y entre $-0,18$ y $-0,52$ para los hogares más vulnerables.

Nuestros resultados contribuyen a la literatura previa concluyendo que, en general, la demanda de energía eléctrica es inelástica. En segundo lugar, este trabajo amplía la discusión sobre la heterogeneidad entre los consumidores al demostrar que existe una mayor reacción por parte de los hogares de bajo consumo y los de alta vulnerabilidad. Adicionalmente, las estimaciones apoyan los resultados de Ito (2014) en el sentido de que los usuarios responden al precio medio en vez del marginal, aportando a la literatura sobre esquemas tarifarios complejos y precios percibidos. Este estudio proporciona las primeras estimaciones de la elasticidad precio a corto y largo plazo para América Latina utilizando esta estrategia de identificación, realizando un aporte fundamental para el desarrollo de políticas energéticas en la región.

6 Comentarios finales

Lo presentado sugiere un efecto causal significativo de la Tarifa Social Eléctrica. Sin embargo, una de las limitaciones del estudio está relacionada con los supuestos empleados en la estrategia de identificación. Nuestros resultados ofrecen perspectivas alentadoras al demostrar que la segmentación por deciles y niveles de vulnerabilidad reduce la significancia en enero, lo cual constituye un primer test exitoso de falsificación. En la próxima etapa de este trabajo, indagaremos acerca de posibles factores de confusión en las estimaciones, donde se incluirán pruebas de robustez en diversas submuestras para validar la correcta selección de los grupos.

Referencias

- Bastos, P., Castro, L., Cristia, J., and 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.
- Berndt, E. R. and Samaniego, R. (1984). Residential electricity demand in mexico: a model distinguishing access from consumption. *Land Economics*, 60(3):268–277.
- Callaway, B., Goodman-Bacon, A., and Sant’Anna, P. H. (2024). Difference-in-differences with a continuous treatment. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- ERSEPT, OFUT, DPE, and MDP (2018). Zonas de vulnerabilidad socioterritorial para la asignación de tarifa social de servicios públicos en la provincia de tucumán. informe técnico y desarrollo cartográfico [en línea].
- Fricke, H. (2017). Identification based on difference-in-differences approaches with multiple treatments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 79(3):426–433.
- Harris, I., Osborn, T. J., Jones, P., and Lister, D. (2020). Version 4 of the cru ts monthly high-resolution gridded multivariate climate dataset. *Scientific data*, 7(1):109.
- 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.
- International Energy Agency (2021). Net zero by 2050. Licence: CC BY 4.0.
- Ito, K. (2014). Do consumers respond to marginal or average price? evidence from nonlinear electricity pricing. *American Economic Review*, 104(2):537–563.
- Labandeira, X., Labeaga, J. M., and López-Otero, X. (2017). A meta-analysis on the price elasticity of energy demand. *Energy policy*, 102:549–568.
- Liebman, J. B. (2004). Schmeduling jeffrey b. liebman and richard j. zeckhauser harvard university and nber.
- Nataraj, S. and Hanemann, W. M. (2011). Does marginal price matter? a regression discontinuity approach to estimating water demand. *Journal of Environmental Economics and Management*, 61(2):198–212.
- Phoumin, H. and Kimura, S. (2014). Analysis on price elasticity of energy demand in east asia: Empirical evidence and policy implications for asean and east asia. *ERIA discussion paper series*, 5:1–26.
- Poblete-Cazenave, M. and Pachauri, S. (2021). A model of energy poverty and access: Estimating household electricity demand and appliance ownership. *Energy Economics*, 98:105266.
- Wichman, C. J. (2014). Perceived price in residential water demand: Evidence from a natural experiment. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 107:308–323.

Zhang, Z., Cai, W., and Feng, X. (2017). How do urban households in china respond to increasing block pricing in electricity? evidence from a fuzzy regression discontinuity approach. *Energy Policy*, 105:161–172.

Zou, H., Luan, B., Zheng, X., and Huang, J. (2020). The effect of increasing block pricing on urban households' electricity consumption: Evidence from difference-in-differences models. *Journal of Cleaner Production*, 257:120498.

A Resumen de bibliografía

Cuadro A.1: Resumen de Revisión de Literatura

Autor (año)	Servicio	Elasticidad (%)	Región	Metodología
Labandeira et al. (2017)	Electricidad	-0,21 (CP), -0,61 (LP)	Meta-análisis (Global)	Meta-análisis
Ito (2014)	Electricidad	-0,054 (CP), -0,088 (LP)	EE.UU. (California)	RD
Zou et al. (2020)	Electricidad	Reducción en kWh	China (3 ciudades)	DD
Zhang et al. (2017)	Agua	-0,87	China (Guangdong)	RD
Nataraj and Hanemann (2011)	Agua	-0,012	EE.UU. (California)	RD
Wichman (2014)	Electricidad	-0,43 a -1,14	EE.UU. (C.N.)	DD, DDD, RD*
		-0,06 a -1,53	SEA y AO	
		-0,22; -0,38	Australia	
Phoumin and Kimura (2014)	TFEC** y TFOC***	-0,10; -0,12	Japon	Log-lineal dinámico
		positiva*	China	
		-0,06; -0,15	India	
		-0,12; -0,35	Filipinas	
		-0,35; -1,7	Singapur	
		-0,16; -1,53	Tailandia	

Fuente: Elaboración propia.

*Diferencias en diferencias (DD), Triples diferencias (DDD), Regresión discontinua (RD).

** *Total Final Energy Consumption*

*** *Total Final Oil Consumption*

B Criterios de inclusión para la Tarifa Social Eléctrica

A continuación, se detallan los requisitos a cumplir para ser beneficiarios de la TSE, descritos en la Resolución ERSEPT N°645/20 - RTI EDET SA 2020-2025. Los titulares de los servicios debían cumplir al menos uno.

- Beneficiarios y beneficiarias de la Asignación Universal por Hijo (AUH) y la Asignación por Embarazo.
- Beneficiarios y beneficiarias de Pensiones no Contributivas que perciban ingresos mensuales brutos no superiores a DOS (2) veces el Salario Mínimo Vital y Móvil.
- Usuarios inscriptos y usuarias inscriptas en el Régimen de Monotributo Social.
- Jubilados y jubiladas; pensionadas y pensionados; y trabajadores y trabajadoras en relación de dependencia que perciban una remuneración bruta menor o igual a DOS (2) Salarios Mínimos Vitales y Móviles.
- Trabajadores monotributistas inscriptos y trabajadoras monotributistas inscriptas en una categoría cuyo ingreso anual mensualizado no supere en DOS (2) veces el Salario Mínimo Vital y Móvil.
- Usuarios y usuarias que perciben seguro de desempleo.
- Electrodependientes, beneficiarios de la Ley N° 27.351.
- Usuarios incorporados y usuarias incorporadas en el Régimen Especial de Seguridad Social para Empleados de Casas Particulares (Ley N° 26.844).

C Tablas de estadística descriptiva

Cuadro C.1: Asignación de la tarifa social eléctrica por decil de consumo promedio del año 2020.

Decil	Beneficiario*	No beneficiario**	Total
1	122.520 (49,08 %)	127.128 (50,92 %)	249.648 (100 %)
2	129.504 (51,85 %)	120.240 (48,15 %)	249.744 (100 %)
3	126.672 (50,64 %)	123.456 (49,36 %)	250.128 (100 %)
4	123.288 (49,37 %)	126.456 (50,63 %)	249.744 (100 %)
5	118.848 (47,70 %)	130.320 (52,30 %)	249.168 (100 %)
6	115.584 (46,33 %)	133.920 (53,67 %)	249.504 (100 %)
7	112.656 (45,10 %)	137.136 (54,90 %)	249.792 (100 %)
8	107.688 (43,17 %)	141.744 (56,83 %)	249.432 (100 %)
9	103.320 (41,37 %)	146.400 (58,63 %)	249.720 (100 %)
10	101.496 (40,68 %)	148.032 (59,32 %)	249.528 (100 %)
Total	1.161.576 (46,53 %)	1.334.832 (53,47 %)	2.496.408 (100 %)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EDET & ERSEPT.

Notas: *Servicio que recibe tarifa social en enero de 2021. **Servicio que no recibe tarifa social en ningún momento.

Cuadro C.2: Asignación de la Tarifa Social Eléctrica por zona de vulnerabilidad.

Zona de vulnerabilidad	Beneficiario*	No beneficiario**	Total
Baja	776.520 (67,51 %)	373.656 (32,49 %)	1.150.176 (100 %)
Media	250.080 (32,41 %)	521.520 (67,59 %)	771.600 (100 %)
Alta	134.520 (23,43 %)	439.536 (76,57 %)	574.056 (100 %)
Dato no disponible ¹	456 (79,17 %)	120 (20,83 %)	576 (100 %)
Total	1.161.576 (46,53 %)	1.334.832 (53,47 %)	2.496.408 (100 %)

Fuente: Elaboración propia en base a datos de EDET & ERSEPT.

Notas: *Servicio que recibe tarifa social en enero de 2021. **Servicio que no recibe tarifa social en ningún momento. ¹Dada la falta de información de localización algunos servicios, existe un grupo pequeño para el cuales no se cuenta con el dato de la vulnerabilidad de la zona en la que viven.

D Tablas de regresiones por submuestras

Cuadro D.1: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios del decil de consumo N°1. Estimaciones de corto y largo plazo.

	<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>			
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,0038 (0,0067)	-0,0666*** (0,0082)	-0,0791*** (0,0088)	0,0973*** (0,0122)
<i>post</i> × <i>D</i>	-0,0173* (0,0090)	-0,0387*** (0,0108)	-0,0126 (0,0117)	-0,0269* (0,0162)
Constante	4,3497*** (0,0022)	4,3497*** (0,0027)	4,3497*** (0,0029)	4,3497*** (0,0041)
Usuarios				
Observaciones	20.804	20.804	20.804	20.804
Within R^2	0,001	0,025	0,020	0,010

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los usuarios se asignan a un grupo de decil basándose en el consumo promedio del año 2020. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro D.2: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios del decil de consumo N°2. Estimaciones de corto y largo plazo.

	<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>			
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,0534*** (0,0048)	-0,1682*** (0,0054)	-0,1895*** (0,0061)	-0,0414*** (0,0075)
<i>post</i> × <i>D</i>	-0,0017 (0,0063)	0,0179** (0,0072)	0,0463*** (0,0080)	0,0034 (0,0103)
Constante	5,0455*** (0,0016)	5,0455*** (0,0018)	5,0455*** (0,0020)	5,0455*** (0,0026)
Observaciones	20.812	20.812	20.812	20.812
Within R^2	0,028	0,158	0,144	0,006

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los usuarios se asignan a un grupo de decil basándose en el consumo promedio del año 2020. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro D.3: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios del decil de consumo N°3. Estimaciones de corto y largo plazo.

	<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>			
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,0587*** (0,0045)	-0,1864*** (0,0046)	-0,2184*** (0,0057)	-0,0919*** (0,0072)
<i>post</i> × <i>D</i>	-0,0023 (0,0061)	0,0113* (0,0065)	0,0444*** (0,0078)	0,0342*** (0,0096)
Constante	5,2999*** (0,0015)	5,2999*** (0,0016)	5,2999*** (0,0020)	5,2999*** (0,0024)
Usuarios	10.422	10.422	10.422	10.422
Observaciones	20.844	20.844	20.844	20.844
Within R^2	0,036	0,228	0,197	0,024

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los usuarios se asignan a un grupo de decil basándose en el consumo promedio del año 2020. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro D.4: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios del decil de consumo N°4. Estimaciones de corto y largo plazo.

	<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>			
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,0668*** (0,0043)	-0,2051*** (0,0046)	-0,2357*** (0,0052)	-0,0912*** (0,0066)
<i>post</i> × <i>D</i>	0,0047 (0,0058)	0,0176*** (0,0066)	0,0447*** (0,0075)	0,0150 (0,0092)
Constante	5,4869*** (0,0015)	5,4869*** (0,0016)	5,4869*** (0,0019)	5,4869*** (0,0023)
Usuarios	10.406	10.406	10.406	10.406
Observaciones	20.812	20.812	20.812	20.812
Within R^2	0,045	0,256	0,241	0,031

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los usuarios se asignan a un grupo de decil basándose en el consumo promedio del año 2020. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro D.5: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios del decil de consumo N°5. Estimaciones de corto y largo plazo.

	<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>			
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,0831*** (0,0042)	-0,2287*** (0,0045)	-0,2548*** (0,0049)	-0,1203*** (0,0066)
<i>post</i> × <i>D</i>	0,0076 (0,0057)	0,0283*** (0,0064)	0,0439*** (0,0071)	0,0258*** (0,0092)
Constante	5,6509*** (0,0014)	5,6509*** (0,0016)	5,6509*** (0,0018)	5,6509*** (0,0023)
Usuarios	10.382	10.382	10.382	10.382
Observaciones	20.764	20.764	20.764	20.764
Within R^2	0,068	0,303	0,299	0,051

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los usuarios se asignan a un grupo de decil basándose en el consumo promedio del año 2020. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro D.6: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios del decil de consumo N°6. Estimaciones de corto y largo plazo.

	<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>			
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,0798*** (0,0036)	-0,2388*** (0,0044)	-0,2605*** (0,0046)	-0,1295*** (0,0062)
<i>post</i> × <i>D</i>	0,0088* (0,0052)	0,0305*** (0,0062)	0,0436*** (0,0067)	0,0201** (0,0088)
Constante	5,8066*** (0,0013)	5,8066*** (0,0015)	5,8066*** (0,0017)	5,8066*** (0,0022)
Usuarios	10.396	10.396	10.396	10.396
Observaciones	20.792	20.792	20.792	20.792
Within R^2	0,076	0,338	0,331	0,067

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los usuarios se asignan a un grupo de decil basándose en el consumo promedio del año 2020. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro D.7: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios del decil de consumo N°7. Estimaciones de corto y largo plazo.

	<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>			
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,0767*** (0,0035)	-0,2447*** (0,0038)	-0,2704*** (0,0044)	-0,1463*** (0,0058)
<i>post</i> × <i>D</i>	-0,0058 (0,0053)	0,0232*** (0,0057)	0,0389*** (0,0066)	0,0208** (0,0085)
Constante	5,9524*** (0,0013)	5,9524*** (0,0014)	5,9524*** (0,0016)	5,9524*** (0,0021)
Usuarios	10.408	10.408	10.408	10.408
Observaciones	20.816	20.816	20.816	20.816
Within R^2	0,081	0,393	0,363	0,091

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los usuarios se asignan a un grupo de decil basándose en el consumo promedio del año 2020. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro D.8: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios del decil de consumo N°8. Estimaciones de corto y largo plazo.

	<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>			
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,0923*** (0,0039)	-0,2554*** (0,0040)	-0,2795*** (0,0045)	-0,1523*** (0,0057)
<i>post</i> × <i>D</i>	0,0085 (0,0054)	0,0312*** (0,0059)	0,0387*** (0,0067)	0,0166* (0,0085)
Constante	6,1007*** (0,0014)	6,1007*** (0,0015)	6,1007*** (0,0017)	6,1007*** (0,0021)
Usuarios	10.393	10.393	10.393	10.393
Observaciones	20.786	20.786	20.786	20.786
Within R^2	0,093	0,395	0,372	0,102

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los usuarios se asignan a un grupo de decil basándose en el consumo promedio del año 2020. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro D.9: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios del decil de consumo N°9. Estimaciones de corto y largo plazo.

	<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>			
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,1025*** (0,0034)	-0,2657*** (0,0037)	-0,2848*** (0,0043)	-0,1575*** (0,0052)
<i>post</i> × <i>D</i>	0,0083 (0,0052)	0,0246*** (0,0059)	0,0337*** (0,0065)	0,0054 (0,0084)
Constante	6,2890*** (0,0013)	6,2890*** (0,0014)	6,2890*** (0,0016)	6,2890*** (0,0020)
Usuario	10.405	10.405	10.405	10.405
Observaciones	20.810	20.810	20.810	20.810
Within R^2	0,125	0,428	0,400	0,121

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los usuarios se asignan a un grupo de decil basándose en el consumo promedio del año 2020. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro D.10: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios del decil de consumo N°10. Estimaciones de corto y largo plazo.

	<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>			
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,1051*** (0,0031)	-0,2637*** (0,0037)	-0,2820*** (0,0040)	-0,1862*** (0,0051)
<i>post</i> × <i>D</i>	0,0112** (0,0047)	0,0191*** (0,0057)	0,0221*** (0,0060)	0,0166** (0,0078)
Constante	6,5594*** (0,0012)	6,5594*** (0,0014)	6,5594*** (0,0015)	6,5594*** (0,0019)
Usuarios	10.392	10.392	10.392	10.392
Observaciones	20.794	20.794	20.794	20.794
Within R^2	0,152	0,444	0,445	0,172

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los usuarios se asignan a un grupo de decil basándose en el consumo promedio del año 2020. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro D.11: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios de zonas de vulnerabilidad alta. Estimaciones de corto y largo plazo.

<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>				
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,0745*** (0,0025)	-0,2146*** (0,0029)	-0,2331*** (0,0032)	-0,1178*** (0,0042)
<i>post</i> × <i>D</i>	0,0022 (0,0030)	0,0186*** (0,0035)	0,0368*** (0,0038)	0,0331*** (0,0051)
Constante	5,5942*** (0,0007)	5,5942*** (0,0008)	5,5942*** (0,0009)	5,5942*** (0,0012)
Usuarios	47.924	47.924	47.924	47.924
Observaciones	95.848	95.848	95.848	95.848
Within R^2	0,055	0,244	0,223	0,034

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro D.12: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios de zonas de vulnerabilidad media. Estimaciones de corto y largo plazo.

<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>				
	Dic20 vs Ene21	Dic20 vs Feb21	Dic20 vs Mar21	Dic20 vs Dic21
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>post</i>	-0,0818*** (0,0021)	-0,2158*** (0,0024)	-0,2579*** (0,0028)	-0,1212*** (0,0036)
<i>post</i> × <i>D</i>	0,0092** (0,0036)	0,0219*** (0,0040)	0,0380*** (0,0046)	0,0192*** (0,0058)
Constante	5,6714*** (0,0009)	5,6714*** (0,0010)	5,6714*** (0,0011)	5,6714*** (0,0014)
Usuarios	32.150	32.150	32.150	32.150
Observaciones	64.300	64.300	64.300	64.300
Within R^2	0,061	0,264	0,274	0,049

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

Cuadro D.13: Resultados de la regresión de Diferencias en Diferencias para los usuarios de zonas de vulnerabilidad baja. Estimaciones de corto y largo plazo.

	<i>Variable dependiente: $\ln(\text{consumo}_t)$</i>			
	Dic20 vs Ene21 (1)	Dic20 vs Feb21 (2)	Dic20 vs Mar21 (3)	Dic20 vs Dic21 (4)
<i>post</i>	-0,0632*** (0,0024)	-0,2146*** (0,0026)	-0,2189*** (0,0029)	-0,0763*** (0,0038)
<i>post</i> × <i>D</i>	0,0218*** (0,0043)	0,0397*** (0,0049)	0,0531*** (0,0054)	0,0227*** (0,0071)
Constante	5,7505*** (0,0010)	5,7505*** (0,0011)	5,7505*** (0,0012)	5,7505*** (0,0016)
Usuarios	23.919	23.919	23.919	23.919
Observaciones	47.838	47.838	47.838	47.838
Within R^2	0,035	0,260	0,228	0,020

Notas: Errores estándar robustos entre paréntesis. Efectos fijos al nivel del servicio. Los errores estándar son robustos a la heterocedasticidad. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.