

Inclusión económica y tributación territorial: el caso de las exoneraciones altoandinas	Titulo
Escobal D´Angelo, Javier - Autor/a; Armas, Carmen - Autor/a;	Autor(es)
Lima	Lugar
GRADE	Editorial/Editor
2018	Fecha
Documentos de Investigación no. 86	Colección
Economía regional; Desarrollo regional; Exenciones tributarias; Región San Martín; Perú;	Temas
Doc. de trabajo / Informes	Tipo de documento
"http://biblioteca.clacso.edu.ar/Peru/grade/20181120065532/DI-86.pdf"	URL
Reconocimiento-No Comercial-Sin Derivadas CC BY-NC-ND http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/2.0/deed.es	Licencia

**Seguí buscando en la Red de Bibliotecas Virtuales de CLACSO**

<http://biblioteca.clacso.edu.ar>

**Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales (CLACSO)**

**Conselho Latino-americano de Ciências Sociais (CLACSO)**

**Latin American Council of Social Sciences (CLACSO)**

[www.clacso.edu.ar](http://www.clacso.edu.ar)



Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales  
Conselho Latino-americano de Ciências Sociais  
Latin American Council of Social Sciences



### **Inclusión económica y tributación territorial: el caso de las exoneraciones altoandinas**

Javier Escobal  
Carmen Armas

**86**



Documentos de Investigación 86

**Inclusión económica y tributación territorial:  
el caso de las exoneraciones altoandinas**

Javier Escobal\*  
Carmen Armas

---

\* Los autores son, respectivamente, investigador principal e investigadora asistente del Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE).

Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE)  
Av. Grau 915, Barranco, Lima 4, Perú  
Apartado postal 18-0572, Lima 18  
Teléfono: 247-9988  
www.grade.org.pe



Esta publicación cuenta con una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial 4.0 Internacional.

Primera edición, Lima, abril del 2018  
Impreso en el Perú  
500 ejemplares

En concordancia con los objetivos de GRADE, el propósito de la serie Documentos de Investigación es difundir oportunamente los estudios que realizan sus investigadores y suscitar el intercambio con otros miembros de la comunidad científica. Así se enriquecerá el producto final de la investigación, de modo que apruebe sólidos criterios técnicos para el proceso político de toma de decisiones.

Las opiniones y recomendaciones vertidas en este documento son responsabilidad de sus autores y no representan necesariamente los puntos de vista de GRADE ni de las instituciones auspiciadoras. Los autores declaran que no tienen conflicto de interés vinculado a la realización del presente estudio, sus resultados o la interpretación de estos. Esta publicación y el estudio en el que se sostiene se llevaron a cabo con la ayuda de una subvención del Centro Internacional de Investigaciones para el Desarrollo, Canadá, en el marco de la Iniciativa Think Tank.

Director de Investigación: Santiago Cueto  
Asistente de edición: Diana Balcázar  
Corrección de estilo: Rocío Moscoso  
Diseño de carátula: Elena González  
Diagramación: Amaurí Valls M.  
Impresión: Impresiones y Ediciones Arteta E.I.R.L.  
Cajamarca 239-C, Barranco, Lima, Perú. Teléfonos: 247-4305 / 265-5146

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú N° 2018-06355  
ISBN: 978-612-4374-05-0

CENDOC / GRADE

ESCOBAL, Javier y Carmen ARMAS

Inclusión económica y tributación territorial: el caso de las exoneraciones altoandinas/Javier Escobal y Carmen Armas. Lima: GRADE, 2018 (Documentos de Investigación, 86).

EXONERACIÓN TRIBUTARIA, EXENCIONES TRIBUTARIAS, DESARROLLO REGIONAL, ECONOMÍA REGIONAL, REGIÓN SAN MARTÍN, PERÚ

# Índice

Resumen	7
Abreviaciones	9
Introducción	11
1. Breve revisión de la literatura	15
2. Aproximación metodológica para evaluar el impacto de las exoneraciones altoandinas	21
2.1. Regresión lineal local	23
2.2. Diferencias en diferencias	25
3. Ajustes operativos	27
3.1. La luminosidad como <i>proxi</i> de actividad económica	28
3.2. Validación de la luminosidad como <i>proxi</i> de actividad económica	31
4. Resultados	37
4.1. La reacción de las empresas frente a la Ley 29482	37
4.2. Impactos sobre la actividad económica	40
4.3. Impacto en el bienestar del hogar	45
5. Conclusiones e implicancias de política	53
Referencias bibliográficas	57
Anexos	63



## RESUMEN

En diciembre del 2009 se aprobó la denominada Ley de Promoción de Actividades Productivas en Zonas Altoandinas. Esta norma establece exoneraciones tributarias dirigidas a promover el desarrollo de actividades productivas y de servicios en zonas altoandinas, con el objetivo explícito —indicado en la Ley— de aliviar la pobreza en estos lugares del país.

Aprovechando la particular manera como se definieron las zonas que estarían sujetas a esta exoneración tributaria —a partir de determinadas cotas de altitud—, este documento evalúa el impacto de dicha exoneración en la actividad económica de las regiones beneficiadas, así como los ingresos y el nivel de pobreza de la población que, supuestamente, debería beneficiarse.

El estudio no encuentra ningún impacto positivo de la exoneración en la actividad de las zonas altoandinas ni beneficios positivos sobre el ingreso o los niveles de pobreza de la población ubicada en las zonas sujetas a la intervención. Asimismo, ofrece una serie de razones que explican que no se haya producido el efecto esperado por los legisladores, y sugiere líneas de política alternativa.





## ABREVIACIONES

CE	Centro educativo
CP	Centro poblado
DMSP	Defense Meteorological Satellite Program
ENAH0	Encuesta Nacional de Hogares
GRADE	Grupo de Análisis para el Desarrollo
IGV	Impuesto general a las ventas
INEI	Instituto Nacional de Estadística e Informática
IR	Impuesto a la renta
JH	Jefe de hogar
NBI	Necesidad básica insatisfecha
NOAA	Administración Nacional Atmosférica y Oceánica (por sus siglas en inglés)
NPP	National Polar-orbiting Partnership
OLS	Operational Linescan System
PBI	Producto bruto interno
PSM	<i>Propensity score matching</i>
SUNAT	Superintendencia Nacional de Aduanas y Administración Tributaria



## INTRODUCCIÓN

En diciembre del 2009 se aprobó la denominada Ley de Promoción de Actividades Productivas en Zonas Altoandinas. Esta norma estableció exoneraciones tributarias destinadas a promover el desarrollo de actividades productivas y de servicios en zonas altoandinas, con el objetivo explícito —indicado en la Ley— de aliviar la pobreza en estos lugares del país.

Aunque esta no es la primera política tributaria cuyo objetivo explícito es discriminar en forma positiva a algún ámbito territorial —la política más notable en este sentido es la de las exoneraciones a las regiones de selva y frontera—, la manera como ha sido implementada ofrece una oportunidad única para evaluar la eficiencia y eficacia de las políticas tributarias para alcanzar objetivos de desarrollo territorial. Como se sabe, la norma establece exoneraciones tributarias para unidades productivas ubicadas en zonas altoandinas a partir de los 2500 metros de altitud y a empresas que instalen su centro de operaciones a partir de los 3200 metros de altitud. Las actividades económicas comprendidas en la Ley incluyen acuicultura y piscicultura, procesamiento de carnes, plantaciones forestales, producción láctea, crianza y explotación de fibra de camélidos sudamericanos, agroindustria, artesanía y producción de textiles. Las exoneraciones comprendidas en la norma son otorgadas durante un período de 10 años e incluyen exoneración del impuesto a la renta (IR), así como exoneración del impuesto general a las ventas (IGV) y de aranceles para la importación de bienes de capital.

El hecho de que se hayan establecido cotas de altitud para discriminar entre quienes pueden o no ser beneficiados por la exoneración determina que individuos que en términos prácticos son esencialmente similares sean o no beneficiados por la norma solo por residir en centros poblados —o distritos— ligeramente por encima o por debajo de los 2500 metros de altitud. De manera similar, dos localidades esencialmente similares ubicadas a ambos lados de la cota de 3200 metros de altitud reciben un tratamiento tributario distinto, que podría fomentar la localización de actividades económicas por encima de la cota establecida, en desmedro de quienes están por debajo de esta.

La manera en que se ha implementado la exoneración tributaria permite evaluar si, en efecto, esta cumple o no el papel de fomentar tanto la localización de nuevas actividades económicas como la expansión de actividades económicas existentes. Y, además, si este tipo de estrategias logran o no su objetivo de generar desarrollo territorial y mejorar las oportunidades económicas de los más pobres. El propósito de este estudio es, justamente, evaluar el impacto de las exoneraciones sobre la actividad económica y el bienestar de la población que reside en las zonas beneficiadas por esta exoneración.

Una manera simple de evaluar los impactos de las exoneraciones sería identificar el número de empresas que se han acogido a estas y la actividad económica adicional generada —ventas, empleo—. Tal como se discute al inicio de la cuarta sección, la información disponible sugiere que son pocas las empresas que declararon ser beneficiarias, pero no sabemos cuánta actividad económica generaron ni si su impacto afectó o no a los segmentos pobres. Para enfrentar esta carencia de información, el estudio aprovecha fuentes secundarias —información satelital e información socioeconómica proveniente de encuestas de hogares— y la manera como se definieron las zonas susceptibles de beneficiarse con la exoneración. Sobre esta base construye un modo alternativo de evaluar el impacto de esta política.

El estudio está dividido en cinco secciones. En la primera se revisa brevemente la literatura relevante. Además, se muestra que los estímulos fiscales constituyen uno de los múltiples aspectos que toman en consideración las empresas al momento de decidir dónde se ubican, y que el impacto de estos incentivos no es siempre claro, puesto que depende del contexto en el que se realice la empresa. En la segunda sección se describe la metodología empleada para evaluar el impacto de las exoneraciones altoandinas en el nivel de actividad y de bienestar de quienes residen en las localidades supuestamente beneficiadas por la intervención. Luego, en la tercera sección se describen una serie de ajustes operativos necesarios para implementar la propuesta de evaluación. En particular, se evalúa la pertinencia de usar la información de luminosidad observada desde los satélites como *proxi* del nivel de actividad económica de los territorios sujetos a la intervención. La cuarta sección presenta los resultados de la evaluación, mientras que en la quinta se ofrecen las conclusiones y se discuten las implicancias de política de estos hallazgos.



## 1. BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA

El desarrollo territorial es un tema que compete especialmente a países que se caracterizan por una gran desigualdad en el nivel de regiones. En el Perú, la disparidad de desarrollo económico entre regiones naturales es un problema persistente. Según el último informe técnico del Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) correspondiente al 2014, la incidencia de pobreza nacional es 22,7%; sin embargo, la pobreza en la sierra del país sigue siendo más alta: 33,8%. Más aún, la incidencia de la pobreza en la zona rural de la sierra es de 50,4%, lo que la posiciona como el dominio geográfico más pobre de los considerados por el INEI.

A lo largo de la historia republicana, el interés por el desarrollo de esta zona, constantemente asociada a los grupos humanos con mayores carencias, está evidenciado en la diversidad de políticas que se han intentado ejecutar. Iguíñiz sugiere que la única manera de “aplanar los Andes” es mediante la producción de bienes de alto valor por unidad de peso. Según este autor, no basta con invertir en vías y medios de comunicación, sino que es necesario crear valor agregado: “De ahí la consigna de transformar antes de transportar. Agregar valor a las cosas antes de moverlas” (Iguíñiz 1988).

Muchos países han utilizado los incentivos tributarios y las exoneraciones para atraer actividades económicas y empresas a ciudades o lugares específicos de un territorio. La literatura ha discutido hasta qué punto los incentivos tributarios influyen en la localización de las



empresas, hasta qué punto estos incentivos incrementan la actividad económica en el territorio que está siendo beneficiado por una carga tributaria menor y hasta qué punto se trata de un juego de suma cero—en el que lo que gana una región es lo que pierde otra—o si, por el contrario, los incentivos tributarios son un método eficaz y eficiente para promocionar el desarrollo económico a escala territorial.

En la literatura se discute acerca de que los principales impactos posibles de los incentivos tributarios son tres: la decisión de las empresas respecto a dónde asentarse, el incremento de la actividad económica en el territorio beneficiado por una carga tributaria menor y la relación entre el desarrollo de las regiones, que puede ser complementaria o del tipo suma cero. En última instancia, se debate si los efectos de políticas basadas en el impulso tributario son positivos para el desarrollo territorial.

Kenyon y otros (2012) tratan la decisión de una empresa como un proceso que abarca más de una etapa. Según estos autores, la decisión de la firma acerca de dónde situar sus instalaciones puede dividirse en elegir un área metropolitana y luego una comunidad dentro de esa área. Los impuestos son más importantes en la segunda etapa, pues estos afectan en menor medida los beneficios que los salarios, costos de transporte y energía. Por otra parte, Fancy Consulting desarrolló un modelo de tres etapas que actualmente es el más utilizado por las empresas para esta tarea. Según este modelo, en la primera etapa, la firma tiene una lista de comunidades extensa, basada en su propio conocimiento de los negocios, pero que será reducida sobre la base de los salarios, costos de transporte y otros costos asociados al acceso a los puertos, derechos laborales, etcétera. Luego de reducir la lista de comunidades, en la segunda etapa, la decisión se basa en los costos administrativos para operar según cada comunidad. En la última etapa, con un número limitado de comunidades, pero con los valores

deseados de las variables anteriormente mencionadas, la empresa toma su decisión acerca de dónde situarse, basándose en la calidad de servicios públicos y en un detallado análisis de los impuestos. En ambos modelos, los impuestos son importantes siempre que la firma haya determinado el nivel deseable de los costos operativos y de producción.

Camagni (2002), por ejemplo, evalúa la robustez conceptual del término *competitividad territorial*, y sugiere que los territorios compiten por atraer recursos y empresas. Sin embargo, este tipo de competencia es ignorada en los modelos de desarrollo espacial desarrollados por Krugman (1991) y seguidores. En la medida en que se conciba el territorio no solo como una demarcación política-administrativa sino como un espacio con identidad socialmente construida (Schejtman y Berdegú 2004), es natural pensar que una zona interactúa y, eventualmente, compete con otras en la búsqueda de aprovechar oportunidades, capturar rentas, e incluso excluir a terceros del acceso a los recursos con los que cuenta el territorio. Así concebido, el territorio tiene una gobernanza local que articula a los actores allí asentados y enfrenta, incorpora o negocia con actores extraterritoriales.

En un estudio reciente que sistematiza múltiples experiencias de desarrollo territorial en América Latina, Berdegú, Escobal y Bebbington (2015) muestran que las posibilidades de que un territorio rural de América Latina pueda desarrollarse —creciendo, reduciendo la pobreza y la desigualdad de manera sostenible en términos ambientales— pasan por reconocer qué políticas espacialmente “neutras” —o ciegas— son ineficaces. Esto no significa necesariamente que toda política —sectorial o macroeconómica— deba incorporar matices territoriales. Lo central sería que las políticas logren un cambio institucional en cinco dimensiones críticas: a) el grado de equidad de las estructuras agrarias y, más general, de las estructuras de gobernanza de los recursos naturales; b) el grado de diversidad de las estructuras económicas y

la densidad de sus interacciones en el territorio; c) la fortaleza de los vínculos con mercados externos dinámicos; d) la presencia de ciudades medianas o pequeñas cerca del territorio; y e) la manera en que el territorio maneja las grandes inversiones públicas que ocurren en su interior. Berdegú, Escobal y Bebbington (2015) muestran que ninguna de estas dimensiones, por sí solas, generan dinámicas territoriales positivas, sino que es necesario avanzar simultáneamente en todas ellas. En ese contexto, uno esperaría que los cambios tributarios no tengan impactos similares en todos los territorios. Potencialmente, se podría esperar que algunos de estos aprovechen la oportunidad en la medida en que posean la capacidad de combinar otras estrategias que les proporcionen competitividad. Sin embargo, también habría que preguntarse si a los recursos sacrificados por las exoneraciones se les podría dar un mejor uso alternativo.

En lo que respecta al uso de la política tributaria para favorecer a una región o para que una región gane competitividad frente a otra, la literatura muestra que una política que cambia la estructura de incentivos dirigida hacia las empresas puede hacer viable la relocalización de estas en un territorio particular, pero que esto, por sí mismo, no garantiza que las firmas que se relocalizan sean las más adecuadas para el territorio que las recibe (Middleton y Maynard-Moody 2001). Un territorio con debilidad institucional puede alojar nuevas empresas que no necesariamente hagan un uso sostenible de los recursos naturales. De hecho, existe evidencia de que el tipo de empresas que suelen aprovechar ventajas tributarias en ausencia de cambios complementarios son las que tienen tasas de descuento intertemporal más altas y andan en búsqueda de beneficios de corto plazo. Más allá de esto, Middleton y Maynard-Moody (2001) muestran, a partir de la revisión de la literatura, que los cambios en las políticas tributarias, en ausencia de otros cambios complementarios —por ejemplo, calidad de la infraestructura—, tienen un efecto

marginal sobre los beneficios netos de relocalización. Sin embargo, la literatura también muestra resultados heterogéneos, reconociendo que la evaluación de un caso concreto es claramente un tema empírico.

Incluso en los casos en que las exoneraciones tributarias generan incentivos a la relocalización, cabe preguntarse si se trata de un juego de suma cero o de suma positiva, en el cual, en el lugar de relocalización, se generan beneficios superiores a la pérdida causada en el lugar de origen, o si la exoneración genera una nueva actividad económica. Al respecto, Middleton y Maynard-Moody (2001) sugieren que, para que sea un juego de suma positiva, los incentivos deben atraer nuevos negocios a zonas que padecen un alto nivel de desempleo —a lo que nosotros añadiríamos un alto nivel de subempleo—. En el modelo de firmas de Fisher y Peters (1998), en el cual se simularon tanto las compañías como sus decisiones, se encontró que, en un contexto de desempleo, las políticas locales o estatales no son suficientemente atractivas como para que las empresas se trasladen hacia las áreas con mayores tasas de desempleo. Otro factor que se debe considerar es que este mecanismo no es muy relevante en la competencia por la localización de empresas entre grandes ciudades, según la investigación de Anderson y Wassmer (2000) para el área metropolitana de Detroit. Se puede concluir, entonces, que la literatura muestra que el impacto de las exoneraciones depende de las políticas complementarias que se implementen, y que los resultados son heterogéneos.

Como se observa de esta breve revisión bibliográfica, no es fácil determinar a priori el impacto de las exoneraciones, pues es un tema fundamentalmente empírico. Además, hemos visto que las empresas inducidas a relocalizarse no siempre son las más adecuadas para el territorio, y que los beneficios que generen dependerán de la capacidad de este para, por una parte, construir un sistema de gobernanza efectivo de los recursos naturales con los que cuenta y, por otra, de es-

tablecer coaliciones capaces de asegurar que las rentas generadas sean inclusivas. La pregunta que intentamos abordar en este estudio es, justamente, si la ley mencionada ha logrado alcanzar su objetivo tanto de promover negocios como de mejorar el bienestar económico de los pobladores.

## 2. APROXIMACIÓN METODOLÓGICA PARA EVALUAR EL IMPACTO DE LAS EXONERACIONES ALTOANDINAS

En el nivel teórico, el impacto de un programa se calcula como la diferencia promedio de la variable de interés entre el grupo tratado y el mismo grupo si no hubiese sido tratado. Como es imposible observar al mismo grupo en ambos estados, se busca un grupo similar al tratado para que se convierta en el grupo control que no recibió el tratamiento. En los programas que asignan aleatoriamente quiénes integran el grupo de tratamiento y quiénes el de control, existe la ventaja de que si el tamaño de la muestra es suficientemente grande, el grupo de control tiene, en promedio, características similares que el de tratamiento. Sin embargo, existen diversidad de circunstancias en las que los diseños aleatorios en programas públicos son difíciles o imposibles de realizar. En estos casos, la construcción del grupo contrafactual se convierte en la etapa crítica para poder evaluar adecuadamente el programa o la política.

Se presentan, sin embargo, circunstancias en las que el propio diseño de la política —o la manera en que esta se implementa— permiten identificar con mayor facilidad al grupo contrafactual. En este caso, uno puede aprovechar el hecho de que las unidades productivas ubicadas a una altitud de pocos metros por debajo de los 2500 deberían ser muy similares, en características observables y no observables, que las unidades productivas asentadas en una altitud de pocos metros por encima de los 2500 —esto también se cumpliría para las empresas ubicadas alrededor de los 3200 metros de altitud—. Esta

discontinuidad en la regla para asignar la exoneración permite evaluar si existe o no un efecto de la política dirigida a incrementar el número de negocios o expandir los existentes; y, asimismo, si este tipo de políticas mejoran o no las condiciones económicas de los hogares de estas zonas, consideradas como las más pobres.

En el nivel metodológico, la evaluación por regresión discontinua es un tipo de diseño que establece la designación de los grupos de control y tratamiento como un experimento aleatorio acotado a un número limitado de observaciones; en este caso, centros poblados u hogares ubicados alrededor de las cotas de altitud. Este diseño es reconocido como válido cuando la regla de asignación de los grupos de tratamiento y control se basa en una variable exógena, continua y observable. Por estas características de la variable, las observaciones alrededor del valor que establece la diferencia entre tratados y controles —llamado *umbral*— son similares y hacen que se comporte como un “experimento aleatorio local”. Debido a que la Ley utiliza la altitud para designar el tratamiento, y la variable altitud cumple con estos requisitos, se puede asumir razonablemente que los centros poblados de la vecindad alrededor del umbral están distribuidos en forma aleatoria.

Como hemos indicado, la Ley tiene un diseño de regresión discontinua que será aprovechado para formar el grupo contrafactual. Los diseños de regresión discontinua pueden ser de dos tipos: nítidos o difusos, dependiendo de si la discontinuidad es abrupta o no. En nuestro caso, la única variable que define si el centro poblado recibe o no tratamiento es la altitud definida por una cota claramente establecida; por tanto, es un diseño del tipo nítido. Cabe anotar, sin embargo, que parte del problema es que este tipo de diseño es limitado, porque las estimaciones resultantes funcionan únicamente para el grupo de observaciones alrededor del umbral. Por ello, se utilizarán

métodos propios de la evaluación de impacto, pero con modificaciones que permitan estimar el efecto local del tratamiento.

Las variantes del método utilizadas en este estudio son dos: regresión lineal local y diferencias en diferencias, ambas muy frecuentes en la literatura. En este trabajo se usa una versión que considera la cercanía al umbral. En el primer método se utilizan pesos triangulares tipo kernel y de esta forma se otorga mayor peso a las observaciones más cercanas al umbral; mientras que, en el caso de diferencias en diferencias, se utiliza el método *entropy balancing*, que pondera con un mayor valor a las observaciones similares. En ambas versiones se ha optado por realizar las estimaciones para distintos anchos de banda—cercanía al umbral de altitud—, con el fin de evaluar la robustez de los resultados obtenidos.

## 2.1. Regresión lineal local

Este es el método paramétrico clásico para estimar consistentemente el efecto de tratamiento en un diseño de regresión discontinua. Se utiliza una regresión por mínimos cuadrados ordinarios para estimar el efecto del tratamiento.<sup>1</sup> Por otro lado, la estimación se considera local porque solo usa las observaciones ubicadas en una ventana de amplitud  $h$ ; es decir, las observaciones en la regresión son las que registran una diferencia de la variable exógena y el umbral no superior de  $h$ . El método modificado de Imbens y Lemieux (2008) estima en una sola regresión el efecto del tratamiento, mediante la incorporación de interacciones de la variable indicadora del tratamiento y el intercepto,

---

1 Se utilizarían dos regresiones si el diseño fuera difuso y la regresión adicional fuera la de la probabilidad de ser un centro poblado tratado.



para que los coeficientes del umbral de la izquierda de la cota sean diferentes de los ubicados a la derecha. La ecuación es la siguiente:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 T_i + \alpha_2 (x_i - \bar{x}) + \alpha_3 (x_i - \bar{x}) * T_i + \nabla e_i, x_i \in [\bar{x} - h, \bar{x} + h]$$

Donde

$x_i$ : variable umbral

$\bar{x}$ : umbral (valor)

$T_i$ : variable binaria que indica si la observación  $i$  recibe tratamiento

La modificación de Imbens y Lemieux (2008) permite obtener el error estándar del efecto, en contraste con los primeros métodos por regresión local, que solo obtenían el estimador, pero no su error estándar (Bernal y Peña 2010). Asimismo, incorporan pesos crecientes a las observaciones cercanas al valor umbral de la variable de tratamiento, de tal forma que el valor de estos pesos aumenta mientras se reduce la distancia entre el umbral y la observación. Estos pesos son conocidos como pesos kernel triangular y su fórmula es la siguiente:

$$k(z_i) = \begin{cases} 1 - \frac{|z_i - \bar{z}|}{h} & \text{si } |z_i - \bar{z}| < h \\ 0 & \text{para otro caso} \end{cases}$$

Existen dos supuestos para que los resultados mediante este método sean válidos: no manipulación de la variable asignataria y continuidad local.

El primero supone que los usuarios del programa no puedan manipular la variable que define si se recibe el tratamiento; una forma de verificarlo es graficar la densidad de la variable en cuestión y revisar que no haya un salto en el valor umbral  $\bar{x}$ . Existen dos razones por las que este supuesto se cumple en el caso que nos ocupa: a) como se ha mencionado, la variable indicadora es la altitud; es muy improbable

que esta variable sea manipulada por los beneficiarios. Y b), la existencia de la lista de distritos tratados en la promulgación de la Ley vuelve más improbable la posibilidad de que los beneficiarios modifiquen esta información.

El segundo supuesto, de continuidad local, sirve para sustentar que existe un resultado aleatorio para un grupo de observaciones alrededor del umbral. Esto significa que las características observadas, que también determinan la variable resultado, son similares en el grupo control y en el grupo tratamiento en una ventana de tamaño  $h$ . En nuestro caso, utilizamos pruebas que comparan si las características de los grupos de control y tratamiento son iguales. Hacemos esto para determinar el máximo ancho de banda en el que este supuesto es realista.

Un problema fundamental es la elección de la ventana de amplitud o ancho de banda óptimo: un ancho de banda muy pequeño hace que la estimación sea insesgada, pero con mucha varianza; y en el caso contrario, la estimación es más precisa, pero más sesgada (Bernal y Peña 2010). Entonces, el ancho de banda óptimo es aquel que tiene suficientes observaciones para ser preciso, pero no tantas como para que las similitudes entre los grupos desaparezcan. No existe un solo método para esta elección. Por ejemplo, Imbens y Lemieux (2008) sugieren un criterio de validación cruzada que depende del supuesto de que la predicción por las variables observables sea cercana a la variable de resultado. Por ello, hemos optado por evaluar la robustez de los resultados mediante la estimación para diferentes anchos de banda.

## 2.2. Diferencias en diferencias

Es un método de evaluación de impacto que no necesita la selección aleatoria para producir estimaciones eficientes, pero sí requiere un

período anterior al tratamiento. La forma más simple de estimar el efecto es la siguiente:

$$Y_{i,t} - Y_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 T_i$$

La variable dependiente es la diferencia de la variable resultado entre el período posterior y anterior al tratamiento. Esta primera diferencia permite eliminar las características no observables y constantes en el tiempo. El  $\alpha_1$  es el estimador por diferencias en diferencias, y es igual que la diferencia del promedio de la variable resultado en el grupo control y en el de tratamiento. Esta es la segunda diferencia, que permite estimar el efecto luego de eliminar características fijas no observables.

Debido a que el grupo control puede ser muy extenso y diverso, se utilizarán métodos de emparejamiento para que las diferencias entre los grupos se reduzcan; para ello, recurriremos al método conocido como *entropy balancing*. Hainmueller (2012) propuso este método, que consiste en establecer un esquema de reponderación tal que, al utilizarlo, los grupos de tratamiento y control tengan los mismos momentos muestrales. El *entropy balancing* fue usado en lugar del método más popular de emparejamiento, *propensity score matching* (PSM), pues tiene una serie de ventajas frente a este. Teóricamente, el método de *entropy balancing* puede utilizar más momentos que el PSM y no necesita una verificación de los balances entre grupos, pues los usa como restricciones en la creación de los pesos. Por el lado empírico, Hainmueller (2012) prueba su ventaja al realizar simulaciones Monte Carlo para comparar estos dos métodos; sus resultados muestran ganancias sustantivas en la estimación del error cuadrático medio frente al PSM.

### 3. AJUSTES OPERATIVOS

Antes de mostrar los resultados, es importante describir los ajustes metodológicos que se han hecho para adecuar la información disponible a la tarea de evaluar las exoneraciones altoandinas. El primer ajuste fue eliminar centros poblados que no estaban en el Censo de Población y Vivienda 2007.<sup>2</sup> En porcentaje, del total de centros poblados, los omitidos representan el 17,4%. Sin embargo, en tamaño de población representan apenas el 3,4%, por lo que el sesgo por pérdida de observaciones parece ser reducido. Con el fin de descartar un posible sesgo, el anexo 1 presenta las distribuciones de las luminosidades en el 2009 y el 2015 para la muestra excluida, y parte de la muestra que es semejante a la primera en tamaño de población.<sup>3</sup> Estos gráficos permiten confirmar que no hay un sesgo producto de la omisión de estos centros poblados.

El segundo ajuste consistió en definir como grupo de control del segundo corte —cota de altitud de 3200 metros— a aquellos que no recibieron ningún beneficio; es decir, se eliminó a los centros poblados y hogares que estaban en una altitud menor de 3200, pero mayor de 2500 metros. El último ajuste solo es aplicable a la evaluación de la actividad económica y consiste en aplicar el análisis económico en el nivel de centros poblados, pese a que el diseño es en el nivel de distritos.<sup>4</sup>

---

2 Se eliminaron 12 984 de los 74 846 centros poblados existentes en la sierra del Perú.

3 Para tratar con sesgo de selección, habitualmente se utiliza la corrección de Heckman, pero como en nuestro caso la falta de información reside en las variables explicativas y no en la variable por explicar, no se puede utilizar.

4 La finalidad fue incrementar los grados de libertad en las estimaciones.

Para procurar que el análisis sea coherente con el de un diseño nítido, se eliminó los centros poblados ubicados en los distritos tratados, pero que no cumplieran con la regla de altitud.<sup>5</sup>

Sobre el nivel de desagregación espacial de los indicadores utilizados en esta evaluación, es importante notar que los típicos indicadores de actividad económica, —como PBI, tasa de empleo o desempleo— no tienen un nivel de desagregación espacial que vaya más allá del nivel regional (departamental). Sin embargo, existe amplia literatura que demuestra que la luminosidad de una región es una buena aproximación a su actividad económica, y por ello esta investigación utilizará la luminosidad del centro poblado como indicador de actividad económica. La pertinencia de este indicador será evaluada en la siguiente sección. Por otro lado, los indicadores de bienestar del hogar que evaluaremos son los siguientes: ingreso total del hogar por persona, gasto total del hogar por persona y condición de pobreza del hogar.

### **3.1. La luminosidad como *proxi* de actividad económica**

Debido a que no se dispone de datos referidos a la actividad económica, se utiliza la luminosidad del centro poblado como aproximación a esta. El trabajo de Henderson y otros (2012) ofrece argumentos referidos a la validez del uso de datos de luminosidad de una población como indicador de su actividad económica. Mediante ejemplos gráficos y modelaciones de los vínculos entre estas variables, muestra que la densidad de luz está relacionada positivamente con la actividad económica. Asimismo, explica las diversas ventajas que el uso de este método tiene en los países menos desarrollados; por ejemplo, estos

---

5 Para el caso de las empresas, el umbral es 3200 metros de altitud, mientras que para las personas, 2500 metros.

países no cuentan con oficinas de estadística que calculen el producto bruto interno (PBI) en altos niveles de desagregación geográfica. Del mismo modo, en países en los que una gran proporción de la actividad económica es informal, es posible que las encuestas no recojan completamente la actividad existente. A diferencia de la información que se recoge mediante encuestas, la obtenida desde los satélites suele estar sujeta a menos sesgos y puede ser estimada en mayores niveles de desagregación espacial que un sistema estadístico.

Durante los últimos años, diversos autores han documentado la fuerte relación existente entre los datos de luminosidad que capturan los satélites y la actividad económica que se desarrolla en esos espacios. Lowe (2014a), por ejemplo, utilizó datos de luz para un panel de países de África Subsahariana, con el fin de estimar el impacto de la privatización o concesión de los ferrocarriles entre 1992 y 2010. El trabajo de Bleakley y Lin (2012), que trata acerca de la importancia de los sitios de carga marítima en el desarrollo de Estados Unidos, muestra que la luminosidad de un territorio está fuertemente correlacionada con el nivel de actividad económica que ocurre en ese espacio. Por otra parte, Chen y Nordhaus (2010) concluyen que los datos de luz podrían ser útiles en países con sistemas estadísticos de baja calidad o en países que no han realizado censos económicos o poblacionales por más de cinco años.

Sin embargo, comparar la variable de luminosidad a lo largo del tiempo conllevó varios retos metodológicos. Esta variable proviene de dos fuentes satelitales: el Programa de Satélites Meteorológicos del Ministerio de Defensa de Estados Unidos (Defense Meteorological Satellite Program, DMSP) y el Suomi del National Polar-orbiting Partnership (NPP). El primero, con su sensor primario Operational Linescan System (OLS), fue la principal y única fuente durante los últimos 40 años; el segundo fue lanzado en octubre del 2011 con un instrumento nuevo llamado VIIRS, que tiene una mejor capacidad para captar imágenes

nocturnas. Ambas fuentes son utilizadas, pues la agencia estadounidense Administración Nacional Atmosférica y Oceánica (NOAA por sus siglas en inglés) tiene datos de luminosidad a partir del 2014 en formato del VIIRS, mientras que para antes de ese año la información proviene del satélite DMSP.

Para trabajar con ambas fuentes a la vez se deben solucionar dos problemas. Por un lado, la frecuencia es distinta, pues los datos VIIRS son de periodicidad mensual, mientras que los de DMSP-OLS, anuales. Para homogeneizar ambas fuentes en frecuencia anual se utiliza la máxima luminosidad de los meses del 2015 como estimador anual de dicho año. El promedio como un segundo posible estimador fue descartado, porque presenta la debilidad de suponer que no existe interferencia en el momento de recoger los datos, mientras que el estimador máximo permite dejar de lado este supuesto.

El segundo problema es que las unidades de medida de los datos VIIRS y OLS son diferentes. Esto causa que el efecto estimado por regresión discontinua esté sesgado y, por tanto, no sea igual que el efecto del tratamiento. No obstante, si se conociera la naturaleza de esta relación, también se determinaría la forma del sesgo. Shao y otros (2014) muestran que la relación entre ambos es la siguiente:

$$\text{VIIRS} = \theta \times \text{OLS}^\delta, \text{ donde } \theta = 1,65 \times 10^{-10} \text{ y } \delta = 1,5$$

Sin embargo, hay que advertir sobre dos posibles limitaciones. La primera es que los parámetros fueron obtenidos para el rango de 10 a 31 en unidades del OLS luego de una optimización, y se ignora si sus valores son los mismos fuera de este rango. En segundo lugar, la calibración de los parámetros fue hecha para un espacio geográfico específico —domo C de la Antártica— y no hay certeza de que la calibración para el Perú sea la misma. Si nos basamos en esta relación y realizamos

algunos cálculos, mostrados en el anexo 2, se tiene que el impacto del tratamiento es igual que:

$$\tau = \frac{1}{\delta} * \hat{\tau} + \left( \frac{1}{\delta} - 1 \right) [\ln(luz_{2009}^t) - \ln(luz_{2009}^c)]$$

Donde los parámetros  $\hat{\tau}$  y  $\ln(luz_{2009}^t) - \ln(luz_{2009}^c)$  son el efecto estimado y la diferencia entre los logaritmos de los valores iniciales de la luz de los grupos tratamiento y control, respectivamente, y estos valores pueden ser calculados en forma independiente o pueden ser tomados del trabajo de Shao y otros (2014). Es decir, todos los resultados de las regresiones con la variable dependiente igual a la diferencia de logaritmos de los valores de luminosidad deben ser corregidos mediante esta fórmula, para así eliminar el sesgo por uso de dos fuentes de datos con propiedades distintas.

### 3.2. Validación de la luminosidad como *proxi* de actividad económica

Para validar la utilización del nivel de luminosidad como *proxi* del nivel de actividad económica, conviene comparar el indicador de luminosidad con información del Censo Económico del 2008.

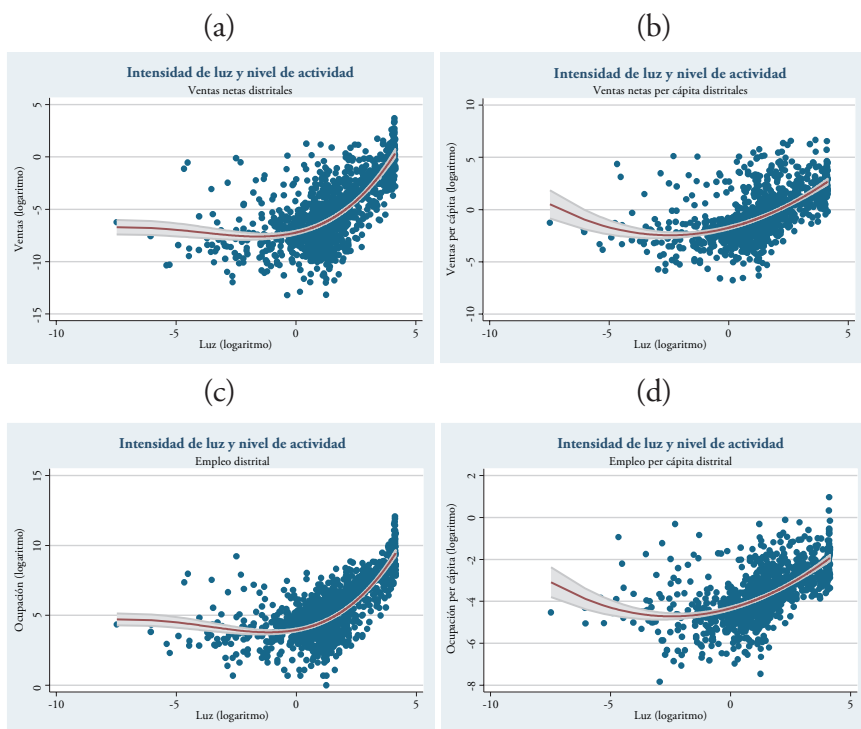
Tal como se puede observar en los cuatro paneles del gráfico 1, la relación entre la luminosidad de los distritos y el nivel de actividad económica que registran estos en el 2008 es evidente. Los gráficos muestran, además, que la relación es no lineal, pues los indicadores de actividad económica crecen de manera más que proporcional respecto del incremento de la luminosidad.

Los cuadros 1 al 4 vuelven a mostrar la relación entre luminosidad y los cuatro indicadores de actividad: ventas netas, ventas netas per cápita,



## Gráfico 1

### Asociación entre luminosidad y variables claves del Censo Económico 2008



personas ocupadas y personas ocupadas per cápita. En este caso, para cada una de las estimaciones se verifica que la relación continúa siendo significativa y la no-linealidad es robusta, ya sea que se estime sin ningún control adicional o se incorporen distintos tipos de controles —efectos fijos regionales (costa sierra selva), coordenadas de los centroides distritales, efectos fijos departamentales y controles por densidad poblacional—. Sobre la base de la robustez de esta evidencia se puede concluir que los indicadores de luminosidad son un *proxi* bastante razonable del nivel de actividad económica que se registra en los distintos distritos.

**Cuadro 1**  
**Relación entre luminosidad y actividad económica**  
*Variable dependiente: ventas netas distritales según el Censo Económico 2008*

	Sin controles	Con efectos región natural	Con efectos región natural y coordenadas del centroide	Con efectos fijos por departamento	Control por área	Controles por área y efectos fijos por departamento	Control por densidad poblacional	Controles por densidad poblacional y efectos fijos por departamento	Controles por área y densidad poblacional	Controles por área, densidad poblacional y efectos fijos por departamento
log de luz	-0,327*** (0,0911)	0,789*** (0,0524)	0,809*** (0,0526)	0,856*** (0,0521)	0,942*** (0,0565)	0,981*** (0,0569)	0,778** (0,0558)	0,833*** (0,0603)	0,580*** (0,0498)	0,559*** (0,0551)
log de luz al cuadrado	-0,224*** (0,0261)	0,208*** (0,0155)	0,212*** (0,0157)	0,213*** (0,0148)	0,243*** (0,0177)	0,242*** (0,0167)	0,202*** (0,0178)	0,207*** (0,0173)	0,113*** (0,0127)	0,107*** (0,0134)
log de densidad					0,604*** (0,0479)	0,634*** (0,0495)			1,413*** (0,0584)	1,450*** (0,0670)
Observaciones	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123
R-cuadrado										
ajustado	0,493	0,876	0,878	0,885	0,894	0,900	0,878	0,885	0,919	0,922
Test F	701,1	1504	864,3	257,9	981,4	350,7	782,0	261,2	1229	474,2

Nota: Regresiones por MCO. Efectos fijos de región natural (costa, sierra y selva) para todas las especificaciones, excepto la primera columna. Latitud y longitud del centroide del distrito y sus valores cuadráticos como controles para todas las especificaciones, excepto para las dos primeras columnas. Errores estándar robustos reportados entre paréntesis. Fuente: Elaboración propia sobre la base del Censo Económico del 2008 e información satelital de luminosidad DMSP y Suomi NPP (VIIRS).

**Cuadro 2**  
**Relación entre luminosidad y actividad económica**  
**Variable dependiente: ventas netas per cápita distritales según el Censo Económico 2008**

	Sin controles	Con efectos región natural	Con efectos región natural y coordenadas del centroide	Con efectos fijos por departamento	Control por área	Controles por área y efectos fijos por departamento	Control por densidad poblacional	Controles por densidad poblacional y efectos fijos por departamento	Controles por área y densidad poblacional	Controles por área, densidad poblacional y efectos fijos por departamento
log de luz	0,579*** (0,0391)	0,554*** (0,0405)	0,545*** (0,0411)	0,549*** (0,0415)	0,617*** (0,0433)	0,616*** (0,0440)	0,637*** (0,0486)	0,644*** (0,0522)	0,580*** (0,0498)	0,559*** (0,0551)
log de luz al cuadrado	0,118*** (0,0107)	0,112*** (0,0103)	0,109*** (0,0103)	0,110*** (0,0104)	0,126*** (0,0110)	0,125*** (0,0110)	0,139*** (0,0131)	0,138*** (0,0132)	0,113*** (0,0127)	0,107*** (0,0134)
log de área					0,328*** (0,0407)	0,339*** (0,0427)			0,413*** (0,0584)	0,450*** (0,0670)
log de densidad							-0,191*** (0,0430)	-0,188*** (0,0483)	0,116* (0,0618)	0,157*** (0,0748)
Observaciones	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123
R-cuadrado ajustado	0,365	0,396	0,401	0,422	0,434	0,452	0,412	0,430	0,436	0,454
Test F	398,4	167,3	97,39	32,59	103,0	37,37	89,79	32,21	96,50	37,50

Nota: Regresiones por MCO. Efectos fijos de región natural (costa, sierra y selva) para todas las especificaciones, excepto la primera columna. Latitud y longitud del centroide del distrito y sus valores cuadráticos como controles para todas las especificaciones, excepto para las dos primeras columnas. Errores estándar robustos reportados entre paréntesis. Fuente: Elaboración propia sobre la base del Censo Económico del 2008 e información satelital de luminosidad DMSP y Suomi NPP (VIIRS).

**Cuadro 3**  
**Relación entre luminosidad y actividad económica**  
*Variable dependiente: personas ocupadas en el distrito según el Censo Económico 2008*

	Sin controles	Con efectos región natural	Con efectos región natural y coordenadas del centroide	Con efectos fijos por departamento	Control por área	Controles por área y efectos fijos por departamento	Control por densidad poblacional	Controles por densidad poblacional y efectos fijos por departamento	Controles por área y densidad poblacional	Controles por área, densidad poblacional y efectos fijos por departamento
log de luz	0,565*** (0,0377)	0,536*** (0,0368)	0,561*** (0,0368)	0,601*** (0,0360)	0,641*** (0,0394)	0,678*** (0,0393)	0,491*** (0,0349)	0,538*** (0,0381)	0,348*** (0,0285)	0,341*** (0,0321)
log de luz al cuadrado	0,164*** (0,0126)	0,157*** (0,0120)	0,162*** (0,0122)	0,164*** (0,0113)	0,181*** (0,0138)	0,181*** (0,0128)	0,140*** (0,0127)	0,145*** (0,0122)	0,076*** (0,0080)	0,073*** (0,0084)
log de área					0,362*** (0,0306)	0,391*** (0,0317)			1,015*** (0,0307)	1,040*** (0,0358)
log de densidad							0,145*** (0,0322)	0,123*** (0,0362)	0,901*** (0,0330)	0,921*** (0,0410)
Observaciones	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123
R-cuadrado										
ajustado	0,566	0,945	0,948	0,951	0,954	0,958	0,949	0,952	0,973	0,974
Test F	796,5	4280	2560	821,7	2669	1076	2363	824,9	4921	1716

Nota: Regresiones por MCO. Efectos fijos de región natural (costa, sierra y selva) para todas las especificaciones, excepto la primera columna. Latitud y longitud del centroide del distrito y sus valores cuadráticos como controles para todas las especificaciones, excepto para las dos primeras columnas. Errores estándar robustos reportados entre paréntesis. Fuente: Elaboración propia sobre la base del Censo Económico del 2008 e información satelital de luminosidad DMSP y Suomi NPP (VIIRS).

**Cuadro 4**  
**Relación entre luminosidad y actividad económica**  
*Variable dependiente: personas ocupadas per cápita en el distrito según el Censo Económico del 2008*

	Sin controles	Con efectos región natural	Con efectos región natural y coordenadas del centroide	Con efectos fijos por departamento	Control por área	Controles por área y efectos fijos por departamento	Control por densidad poblacional	Controles por densidad poblacional y efectos fijos por departamento	Controles por área y densidad poblacional	Controles por área, densidad poblacional y efectos fijos por departamento
log de luz	0,313*** (0,0234)	0,300*** (0,0243)	0,297*** (0,0242)	0,294*** (0,0244)	0,316*** (0,0247)	0,312*** (0,0250)	0,350*** (0,0277)	0,349*** (0,0299)	0,348*** (0,0285)	0,341*** (0,0321)
log de luz al cuadrado	0,064*** (0,0063)	0,060*** (0,0062)	0,060*** (0,0062)	0,060*** (0,0063)	0,064*** (0,0065)	0,064*** (0,0066)	0,077*** (0,0078)	0,076*** (0,0080)	0,076*** (0,0080)	0,073*** (0,0084)
log de área					0,087*** (0,0224)	0,096*** (0,0238)			0,015 (0,0307)	0,040 (0,0358)
log de densidad					-0,110*** (0,0241)		-0,110*** (0,0241)	-0,110*** (0,0274)	-0,099*** (0,0330)	-0,079* (0,0410)
Observaciones	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123	1123
R-cuadrado ajustado	0,381	0,938	0,939	0,941	0,940	0,942	0,940	0,942	0,940	0,942
Test F	355,5	3599	2145	638,1	1982	661,3	2000	660,4	1819	635,1

Nota: Regresiones por MCO. Efectos fijos de región natural (costa, sierra y selva) para todas las especificaciones, excepto la primera columna. Latitud y longitud del centroide del distrito y sus valores cuadráticos como controles para todas las especificaciones, excepto para las dos primeras columnas. Errores estándar robustos reportados entre paréntesis. Fuente: Elaboración propia sobre la base del Censo Económico del 2008 e información satelital de luminosidad DMSP y Suomi NPP (VIIRS).

## 4. RESULTADOS

En esta sección se mostrarán los impactos de la Ley en las variables objetivo —actividad económica y bienestar de los hogares— de acuerdo con las dos metodologías propuestas —regresión lineal local y diferencias en diferencias—. Antes de ello, se mostrarán indicadores preliminares del efecto que podría haber tenido la norma en el cambio de conducta de las empresas.

### **4.1. La reacción de las empresas frente a la Ley 29482**

El primer efecto directo de las exoneraciones parece estar asociado al nivel de actividad económica que estas pueden haber generado. Interesa aquí conocer de qué manera las decisiones de las empresas se han visto afectadas por las exoneraciones que otorga esta Ley. El objetivo de esta sección es analizar descriptivamente el efecto de la Ley a través de las acciones de las empresas mediante el uso o no de las exoneraciones. Para empezar, se muestra el número de empresas que se declararon beneficiarias de la Ley según el tipo de beneficio y el año de inscripción.

Como se observa, el número de empresas ubicadas en zonas que superan los 3200 metros de altitud muestra una tendencia ascendente, en contraste con las que operan a más de 2500 metros de altitud, cifra que se reduce en el último año disponible. Si consideramos que la tendencia de estas pequeñas empresas es a decrecer, mientras que la de

**Cuadro 5**  
**Número de empresas que declararon ser beneficiadas**  
**por la Ley durante el período 2010-2015**

<b>Distritos beneficiados por la Ley</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>	<b>Total</b>
En distritos no beneficiados	<b>28</b>	<b>30</b>	<b>18</b>	<b>25</b>	<b>22</b>	<b>33</b>	<b>156</b>
En distritos beneficiados	<b>69</b>	<b>85</b>	<b>90</b>	<b>113</b>	<b>116</b>	<b>123</b>	<b>596</b>
Con altitud mayor de 2500 metros	13	21	21	29	26	21	131
Con altitud mayor de 3200 metros	56	64	69	84	90	102	465
<b>Total</b>	<b>97</b>	<b>115</b>	<b>108</b>	<b>138</b>	<b>138</b>	<b>156</b>	<b>752</b>

Fuente: Datos SUNAT (2015)

las grandes empresas es a aumentar, entonces podemos afirmar que la Ley está beneficiando en mayor medida a estas últimas. Por otro lado, la información de la Superintendencia Nacional de Aduanas y Administración Tributaria (SUNAT) da cuenta de empresas que declaran ser beneficiarias, pero que al parecer no operan en los distritos favorecidos por la Ley. No se sabe con seguridad la razón por la cual estas empresas se declaran beneficiarias. Lamentablemente, los datos vinculados a la exoneración son escasos y no se cuenta con la escala de las empresas beneficiadas o su localización exacta.

En cuanto a los beneficios, la Ley brinda tres tipos de exoneraciones: a) impuesto a la renta correspondiente a la tercera categoría, b) tasas arancelarias a las importaciones de bienes de capital con fines de uso productivo y c) impuesto general a las ventas a las importaciones de bienes de capital con fines de uso productivo. Sin embargo, las exoneraciones referidas al impuesto a la renta y a los aranceles por importaciones no fueron registradas por ninguna de las empresas beneficiarias en ninguno de los años. La única exoneración efectivamente utilizada y declarada por las empresas beneficiarias ha sido el IGV. En

el cuadro 6 se muestra el número de empresas que lo utilizaron durante el período 2010-2015.

**Cuadro 6**  
**Número de empresas que efectivamente fueron beneficiadas por la Ley durante el período 2010-2015 (exoneración del IGV)**

<b>Distritos beneficiados por la Ley</b>	<b>2010</b>	<b>2011</b>	<b>2012</b>	<b>2013</b>	<b>2014</b>	<b>2015</b>	<b>Total</b>
Altitud mayor de 2500 metros	0	0	0	1	1	0	2
Altitud mayor de 3200 metros	3	6	4	5	5	3	26
<b>Total</b>	<b>3</b>	<b>6</b>	<b>4</b>	<b>6</b>	<b>6</b>	<b>3</b>	<b>28</b>

Fuente: Datos SUNAT (2015).

En comparación con el número de 752 empresas registradas durante todo el período, solo 28 contaron con exoneraciones vinculadas al IGV por importación de bienes de capital con usos productivos. De las empresas más pequeñas, únicamente dos obtuvieron las exoneraciones por ese concepto: la del 2013 estaba localizada en Ayacucho y se dedicaba a la industria molinera; la del 2014, con sede en Junín, trabajaba en el rubro de conservación de frutas y legumbres. Las empresas ubicadas a más de 3200 metros de altitud son las que se beneficiaron más con la exoneración, lo cual es conforme con la proporción mayoritaria de empresas declaradas beneficiarias.

Es importante anotar aquí que, aunque tenemos una idea del número de empresas que se han acogido a la exoneración, no contamos con un estimado de la producción o las ventas que han sido afectadas ni del gasto tributario en el que probablemente se ha incurrido al exonerar a estas empresas. Adicionalmente, es importante reconocer que aun siendo limitado el número de empresas que se han acogido a la exoneración, su impacto en términos de empleo o ingresos podría



ser mayor; en la medida en que este impacto se focalice en poblaciones cercanas a la línea de pobreza extrema o la línea de pobreza total, podría ser proporcionalmente más alto en términos de reducción de la pobreza. Por ello, incluso si los números parecen ser pequeños, es preciso evaluar el impacto que puede haber generado esta exoneración.

## 4.2. Impactos sobre la actividad económica

### (a) Regresión lineal local

Tal como hemos indicado, para estimar el impacto se utiliza la ecuación modificada por Imbens y Lemieux (2008):

$$\ln(luz_{2015}) - \ln(luz_{2009}) = \widehat{\alpha}_0 + \widehat{\alpha}_1 T_i + \widehat{\alpha}_2 (altitud_i - \text{umbral}) + \widehat{\alpha}_3 (altitud_i - \text{umbral}) * T_i + \epsilon_i$$

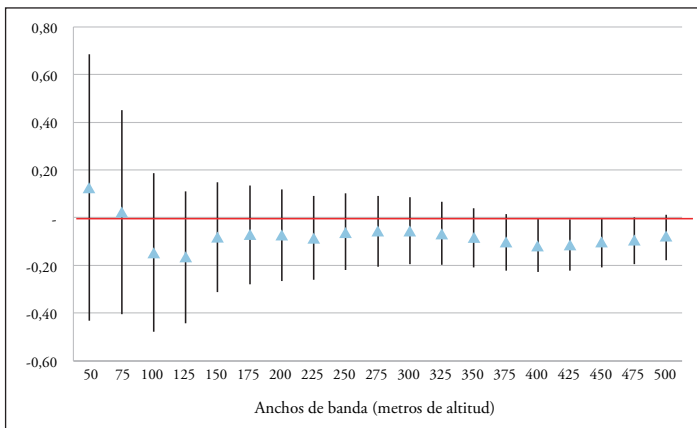
Como se ha detallado en la sección anterior, el impacto del tratamiento estimado ( $\widehat{\alpha}_1$ ) debe ser corregido por la diferencia de unidades de medida en las dos tomas de luz. Su relación log-lineal causa un sesgo dependiente de la diferencia inicial de luz entre los grupos y uno de sus parámetros.

A continuación, se muestran gráficos del impacto en unidades productivas y empresas para diferentes anchos de banda. Para las unidades productivas, generalmente el impacto no es significativo. En los casos en que existe un impacto, este es negativo y para anchos de banda que incluyen un número considerable de centros poblados. En estricto, el efecto es significativamente negativo a partir del ancho de banda que va desde los 400 hasta los 475 metros de altitud. Sin embargo, a partir

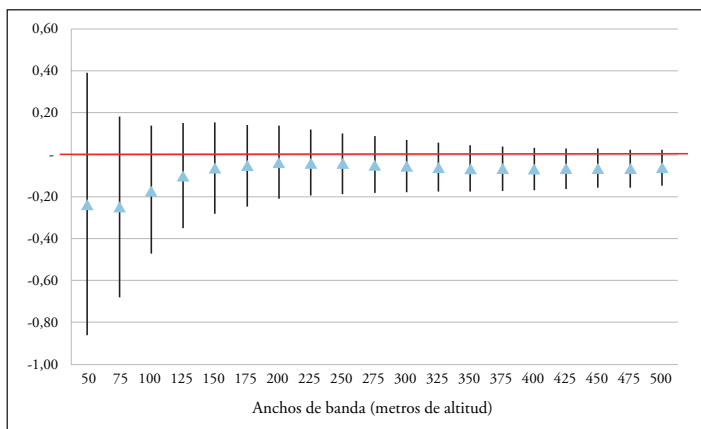
de este intervalo, cada grupo abarca por lo menos 800 centros poblados y este número puede ser tan grande que está generando sesgos en la estimación, al introducirse centros poblados muy distintos.

Previamente se vio que la elección del ancho de banda en un diseño de regresión discontinua depende del investigador. El único criterio que se debe respetar es que mientras menor sea el ancho de banda, mayor es la varianza; y, por otro lado, mientras mayor sea el ancho de banda, más grande es el sesgo. Para superar este problema, en esta investigación no se elegirá un solo ancho de banda, sino un conjunto de ellos, que, además, proveerán robustez a los resultados. En forma arbitraria, se toma un rango de anchos de banda que tiene un mínimo de 50 y un máximo de 500, con un salto de 25 metros de altitud. Los resultados de la significancia de las pruebas  $F$  aparecen en los anexos 3 y 4.

**Gráfico 2**  
**Diferencia entre las tasas de crecimiento de los grupos**  
**tratado y control (umbral = 2500)**



**Gráfico 3**  
**Diferencia entre las tasas de crecimiento de los grupos  
 tratado y control (umbral = 3200)**



En el caso de la cota de altitud vinculada a las empresas, el impacto de la Ley no es significativo en todos los tramos. Por otro lado, en el caso de la cota de altitud de 2500 metros, los resultados muestran que el efecto estimado no es positivo para ningún ancho de banda, pudiendo ser incluso ligeramente negativo para anchos de banda de 400 a 450 metros.

(b) Estimador de diferencias en diferencias

Para probar la robustez de los resultados, utilizamos la otra técnica de evaluación de impacto conocida como diferencias en diferencias. Para balancear las características de los centros poblados de tratamiento y de control se utilizó un método de emparejamiento llamado balance entrópico (*entropy balancing*).

Según la parte metodológica, la variable dependiente debería ser el cambio de la luminosidad de la luz entre el período previo y el posterior a la intervención:

$$\ln(luz_{2015,i}) - \ln(luz_{2009,i}) = \alpha_0 + \alpha_1 T_i$$

Ponderados por  $w_i = f(X)$

Sin embargo, el problema de sesgo por las unidades de medida diferentes puede ser evitado si se utiliza la siguiente especificación:

$$luz_{2015,i} = \alpha_0 + \alpha_1 T_i$$

Ponderados por  $w_i = f(X, luz_{2009,i})$

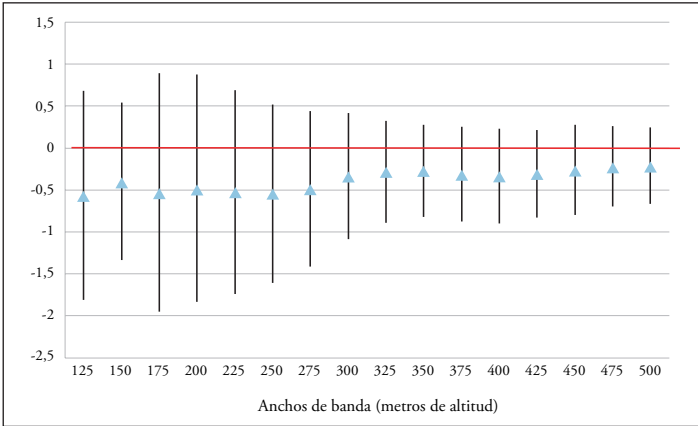
La razón es que los pesos consideran la luz del 2009 y evitan el problema de transformación a las mismas unidades. Por otro lado, la matriz  $X$  contiene las covariables, que son principalmente características de la situación de la vivienda, características personales del jefe de hogar y situación de los servicios públicos disponibles. La información de los centros poblados fue construida sobre la base de la información del Censo de Población y Vivienda del 2007. Para cada umbral se utilizó un grupo de variables que no necesariamente son idénticas. Sin embargo, este grupo de variables es igual para cada ancho de banda.

Tal como se muestra en el gráfico 4, si se balancean por media y varianza las características de los centros poblados de los grupos control y tratamiento, se obtiene que el impacto es no significativo para las unidades productivas en un nivel de confianza del 95%.

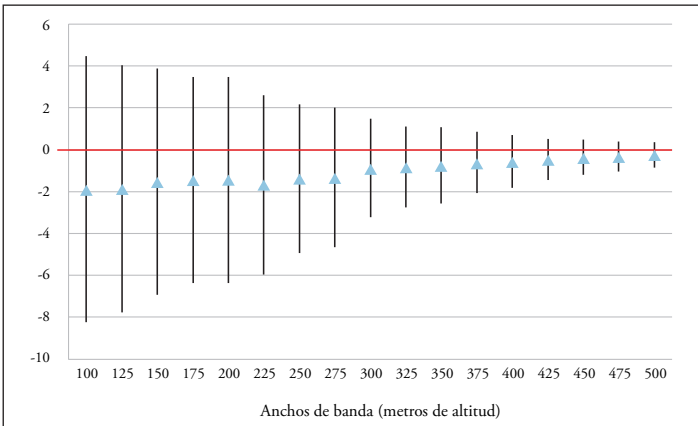
Para las empresas (gráfico 5), el resultado es similar y muestra que el efecto tampoco es significativo para ningún ancho de banda relevante.

Así, cuando uno estima los cambios de la luminosidad entre grupos de tratamiento y control para las dos cotas de altitud relevantes

**Gráfico 4**  
**Diferencia de luz promedio entre los grupos tratado y control del 2015 (umbral = 2500)**



**Gráfico 5**  
**Diferencia de luz promedio entre los grupos tratado y control del 2015 (umbral = 3200)**



—2500 y 3200 metros de altitud— utilizando los dos métodos propuestos —regresión local discontinúa y diferencias en diferencias—, los resultados muestran con nitidez que la Ley no ha tenido un impacto positivo estadísticamente significativo. Es más, esta conclusión arroja resultados muy robustos cuando se evalúa con distintos anchos de banda —usando como tratamiento y control a los centros poblados a distintas distancias de las cotas establecidas por la norma—.

### **4.3. Impacto en el bienestar del hogar**

Los resultados presentados en la sección anterior muestran el impacto nulo de la Ley en la actividad económica. Sin embargo, otros objetivos principales de la norma eran aliviar la pobreza e impactar en otros indicadores de bienestar de las poblaciones altoandinas. Por ello, en esta sección evaluaremos también el impacto de las exoneraciones tributarias en la condición de pobreza, ingresos y gastos per cápita de los hogares.

En esta parte, trabajamos con la base de datos de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH). Esta encuesta es aplicada cada año desde 1994, y cuenta con dos bases-panel que abarcan los períodos 2007-2011 y 2011-2015. De la unión de las bases de datos mencionadas, nuestro análisis abarcará el período 2008-2014. El problema que surge en la concatenación de las bases es que no existe un grupo de hogares-panel para todo el período de análisis. La solución que planteamos se basa en utilizar las estimaciones de paneles cortos, con un número razonable de observaciones, que abarquen el período de interés (2008-2014). De esta forma, al sumar todos los impactos promedio del tratamiento de los paneles cortos se obtiene el impacto para todo el período, siempre que haya independencia entre estos paneles.

Para esta estimación hemos construido los siguientes tres paneles cortos: 2008-2010, 2010-2012 y 2012-2014. Estos paneles cortos tienen suficientes observaciones en los grupos de tratamiento y control. Asimismo, el mayor número de observaciones en los grupos control incrementa las posibilidades de elección para el método de balance entrópico. En el cuadro 7 se puede ver el número de observaciones según muestras y grupos.

**Cuadro 7**  
**Número de observaciones en los grupos control**  
**y tratamiento en cada submuestra panel**

Paneles cortos	Observaciones	Observaciones en sierra	Sierra	Sierra	Sierra	Sierra
			tratamiento (c=2500)	control (c=2500)	tratamiento (c=3200)	control (c=3200)
2008-2010	4169	1227	795	932	394	932
2010-2012	3095	1344	631	713	328	713
2012-2014	2203	1347	597	750	348	750

Fuente: ENAHO.

Los indicadores de bienestar que analizaremos son los siguientes: gasto del hogar per cápita mensual, ingreso del hogar per cápita mensual, y variables binarias de pobreza y pobreza extrema. Las variables de impacto son los cambios de estos indicadores para cada muestra. Por ejemplo, para la muestra 2008-2010 la variable resultado es la diferencia del gasto per cápita entre el 2008 y el 2010.

Tal como se ha mencionado, potencialmente se presenta un problema de correlación entre paneles. Esto se debe a la existencia de observaciones comunes entre los paneles 2008-2010 y 2010-2012, que conlleva un problema de estimación de la varianza del efecto promedio

total. En consideración de este problema, se han hecho las estimaciones para cada posible valor de la correlación entre paneles.<sup>6</sup>

Un problema adicional surge con el uso de variables dicotómicas en el caso de pobreza y pobreza extrema. La metodología propuesta ha consistido en estimar un modelo *probit* para cada panel corto, pero limitando a un conjunto de observaciones que dependen de si el hogar fue pobre o no en el año inicial del panel corto. Por ello, se divide la muestra de cada panel corto entre los que fueron pobres y los que no en el año inicial de dicho panel. En el cuadro 8 se muestra la división de cada panel corto entre los hogares que fueron pobres y no pobres en el año inicial del respectivo panel. Aquí se observa que la mayoría de los hogares que fueron pobres en el año inicial siguió siendo pobre en el año final, y así también sucedió para los hogares no pobres. En el anexo 7 se muestra cómo se concatenan los distintos submodelos para estimar el impacto total.

**Cuadro 8**  
**Número de observaciones en los grupos control y tratamiento en cada submuestra del panel**

Condición inicial	Condición final								
	2008-2010			2010-2012			2012-2014		
	No pobre	Pobre	Total	No pobre	Pobre	Total	No pobre	Pobre	Total
No pobre	647	131	778	607	128	735	735	124	859
Pobre	257	692	949	185	424	609	200	288	488

Fuente: ENAHO.

<sup>6</sup> La correlación entre paneles debe ser considerada para la estimación del error estándar del estimador del impacto total. En los anexos 5 y 6 se estiman tanto los impactos totales como sus intervalos de confianza al 95% para cada valor posible de la correlación entre paneles.



A continuación, se detallan los impactos estimados para los indicadores de bienestar del hogar utilizando el método de diferencias en diferencias. En la medida en que los datos de esta muestra se refieren a hogares y no a centros poblados con altitud conocida, no es relevante el método de regresión local que fue utilizado para estimar los impactos sobre la actividad económica.

Como anteriormente se ha mostrado, la estimación por diferencias en diferencias está balanceada por un grupo de características de los hogares mediante pesos que se crean con el método de balance entrópico. Las variables utilizadas para balancear la muestra de tratamiento y control han sido las siguientes: número de miembros del hogar, educación, sexo y lengua materna del jefe de hogar. Para cada estimación parcial, se utilizan las variables del año inicial del panel. Por ejemplo, si el panel es 2010-2012, entonces las variables control corresponden al 2010, y lo mismo sucede para los paneles 2008-2010 y 2012-2014.

El cuadro 9 muestra el impacto sobre las variables de interés para todo el período considerado (2008-2014). Los resultados de los tres paneles cortos (2008-2010, 2010-2012 y 2012-2014) aparecen en los anexos 8 y 9, asumiendo dos supuestos alternativos para la correlación entre paneles. En la medida en que los resultados son robustos y la correlación entre paneles parece ser mínima, en el texto principal solo mostramos una de las estimaciones.

De manera similar a los resultados de actividad económica, estos resultados indican que no ha habido ningún impacto positivo significativo de la Ley sobre el bienestar de los hogares que residen en zonas altoandinas.

En el anexo 8 se muestra que cuando se observan los paneles cortos, en la mayoría de los casos los efectos parciales son no significativos; y en algunos pocos casos, los signos del impacto son contrarios, por lo que, al agregarlos en el efecto total, se contrarrestan y se vuelven no

### Cuadro 9

#### Impacto en el bienestar de los hogares según el beneficio recibido, por umbral

Indicadores de bienestar	Umbral 2500 m de altitud	Umbral 3200 m de altitud
Cambio del gasto mensual por persona	-12,80 (31,442)	-6,20 (34,553)
Cambio del ingreso mensual por persona	-79,07 (61,226)	-70,02 (72,823)
Cambio de la tasa porcentual de pobreza	-4,63 (5,103)	4,61 (6,231)
Cambio de la tasa porcentual de pobreza extrema	-0,02 (4,016)	2,07 (4,609)

Nota: Los gastos e ingresos están en soles de Lima Metropolitana del 2014.

Errores estándar robustos reportados entre paréntesis.

Nivel de significancia: \*\*\* (1%) \*\* (5%) \* (10%).

significativos. Asimismo, en el anexo 9 se muestran los resultados luego de eliminar las observaciones en común entre los paneles pequeños. La conclusión no es alterada: no hay impacto significativo en ninguno de los indicadores de bienestar de las familias.

#### *Probabilidad condicional*

Para medir el impacto de la Ley en la variable de pobreza, utilizaremos un indicador relacionado con el concepto de diferencias en diferencias. Para el caso de pobreza, en la variable no se utilizarán las primeras diferencias, ya que esto generaría una variable tricotómica y no se podría diferenciar a los que permanecieron siendo pobres de los que permanecieron como no pobres. Más bien se utilizará un indicador que se

relacione con los cambios en los estados de pobreza de los hogares. El primero, que es de aspecto positivo, es el impacto de la Ley en la probabilidad de salir de la pobreza. Este indicador se mide como la diferencia entre las probabilidades de salir de la pobreza entre los grupos de tratamiento y control. En consideración con el período de referencia, la probabilidad de salir de la pobreza será igual que la probabilidad de un hogar de no ser pobre en el 2014 dado que fue pobre en el 2008. De igual forma, se puede definir la probabilidad de entrada a la pobreza. Con el fin de obtener un solo indicador, se pueden agregar ambos efectos en uno solo:<sup>7</sup>

$$\text{Impacto sobre la pobreza} = [\pi^t(\text{E}) - \pi^c(\text{E})] - [\pi^t(\text{S}) - \pi^c(\text{S})]$$

**Cuadro 10**  
**Impacto del tratamiento en las dinámicas**  
**de pobreza del período 2008-2014**

Indicador de impacto	Umbral	
	2500 m de altitud	3200 m de altitud
<i>Con todas las observaciones</i>		
Salida de la pobreza	-0,0203	-0,0357
Entrada a la pobreza	0,0376	0,0361
Efecto final	-0,0579	-0,0719
<i>Sin observaciones en común</i>		
Salida de la pobreza	-0,0211	-0,0283
Entrada a la pobreza	0,0385	0,0353
Efecto final	-0,0597	-0,0637

Nivel de significancia \*\*\* (1%) \*\* (5%) \* (10%).

7 La estimación de cada parte de este indicador se discute en el anexo 7.

En el cuadro 10 se muestran los resultados de impacto en las probabilidades de entrada y salida de la pobreza, así como el indicador que agrega ambos efectos. Como en el caso de la actividad económica y las otras variables continuas de bienestar, el impacto de la Ley no es significativo.



## 5. CONCLUSIONES E IMPLICANCIAS DE POLÍTICA

Tal como se ha evidenciado, los resultados de la investigación apuntan a que las exoneraciones altoandinas no han tenido un impacto positivo en el nivel de actividad económica de las zonas de intervención. Es más: en el nivel de hogares, tampoco se encuentran impactos positivos sobre los ingresos o gastos de consumo de estos, ni sobre las tasas de pobreza y pobreza extrema en las zonas altoandinas.

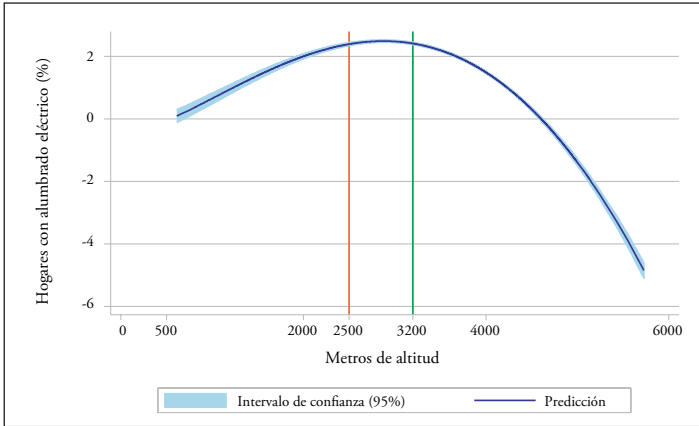
¿Hasta qué punto puede sorprender el resultado obtenido? En ausencia de inversiones complementarias críticas, no es de extrañar que no existan incentivos para la relocalización de actividades formales en las zonas altoandinas.

Tal como se puede observar en los gráficos 6 y 7, el acceso a bienes y servicios públicos en las zonas de la sierra muestra un patrón predecible: incremento en el acceso hasta los 2000 a 2700 metros de altitud y reducción en el acceso a servicios públicos en centros poblados ubicados a mayor altitud.

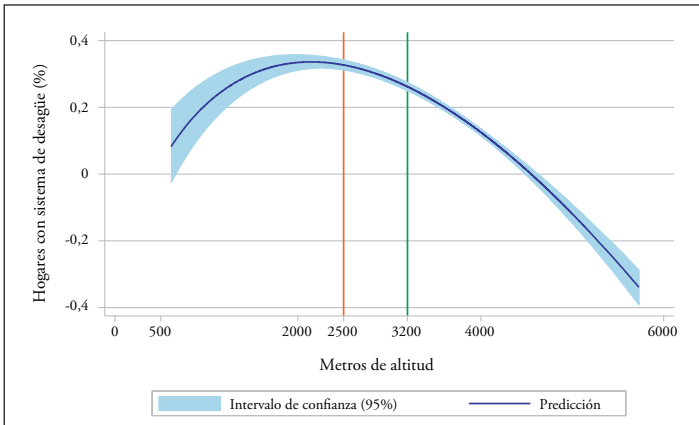
Es difícil pensar que, con el limitado acceso a servicios públicos en las zonas altoandinas, los incentivos tributarios marginales puedan afectar la localización de empresas formales. La recomendación en este tema es clara: apunta a abandonar las políticas de exoneración tributaria ciegas y, más bien, a incrementar la inversión pública que reduzca los costos para incentivar la localización de empresas en las zonas altoandinas.

Un ejemplo de esta estrategia de renuncia a las exoneraciones es el de la región San Martín, a partir de la implementación de la Ley

**Gráfico 6**  
**Porcentaje de hogares que cuentan con alumbrado eléctrico**



**Gráfico 7**  
**Porcentaje de hogares con sistema de desagüe**



de Inversión y Desarrollo de la Región San Martín y Eliminación de Exoneraciones e Incentivos Tributarios, Ley 28575. Esta norma elimina el derecho que tenían los comerciantes de la región al reintegro tributario del IGV, al crédito fiscal especial del IGV y a la exoneración del IGV por la importación de bienes. A cambio de eliminar estas exoneraciones, el Gobierno se compromete a transferir al Gobierno Regional de San Martín al menos 45 millones de soles al año —actualizados usando el deflactor del PBI—, para proyectos de inversión prioritarios de la región.

Sobre la base de la evidencia de la región San Martín, Escobal (2017) sugiere que es preferible contar con un fondo de inversión que mejore la infraestructura que con un monto similar transferido mediante un sistema de exoneraciones tributarias. Utilizando la metodología propuesta por Abadie y otros (2010) se construye un contrafactual para la trayectoria del producto bruto interno de la región San Martín, y se compara dicha evolución con la trayectoria efectiva de dicha región.

La evidencia presentada en ese estudio sugiere que el PBI de la región San Martín habría crecido en 3,5 puntos porcentuales menos por año si no se hubiera sacrificado la exoneración a cambio de un fideicomiso que le permitió invertir 45 millones de soles anuales en infraestructura clave para la región, por encima de las inversiones y transferencias ya acordadas con el Gobierno nacional.

El impacto de este mayor crecimiento económico sobre la pobreza no ha sido calculado. Sin embargo, es interesante anotar que la región San Martín ha reducido su tasa de pobreza en 47 puntos porcentuales —de 71% a 24% entre el 2006, año en el que se inicia la renuncia de la exoneración tributaria, hasta el 2016, último año disponible—, en contraste con las demás regiones de la selva, que redujeron su pobreza en un promedio de 35 puntos porcentuales durante el mismo período.



Así, la evidencia parcial de la Amazonía indica la conveniencia de explorar opciones que vinculen el desarrollo de oportunidades comerciales en zonas altoandinas con mayor inversión pública —que sienten las bases para que sea rentable establecer actividad económica en esos espacios—, antes que seguir desviando recursos hacia alternativas que no han mostrado hasta ahora ningún impacto positivo.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abadie, Alberto; Alexis Diamond y Jens Hainmueller (2010). Synthetic control methods for comparative case studies: estimating the effect of California's Tobacco Control Program. *Journal of the American Statistical Association*, 105(490), 493-505.
- Anderson, John E. y Robert W. Wassmer (2000). *Bidding for business: the efficacy of local economic development incentives in a metropolitan area*. WE Upjohn Institute.
- Berdegué, Julio A.; Javier Escobal y Anthony Bebbington (2015). Explaining spatial diversity in Latin American rural development: structures, institutions, and coalitions. *World Development*, 73, 129-137.
- Bernal, Raquel y Ximena Peña (2010). Capítulo 8: método de regresión discontinua (RD). En *Guía práctica para la evaluación de impacto*. Bogotá: Universidad de los Andes, Facultad de Economía, Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico Ediciones Uniandes.
- Bleakley, Hoyt y Jeffrey Lin (2012). Portage and path dependence. *Quarterly Journal of Economics*, 127(2), 587-644.
- Buss, Terry F. (2001). The effect of state tax incentives on economic growth and firm location decisions: an overview of the literature. *Economic Development Quarterly*, 15(1), 90-105.

- Calá, Carla D. (2009). *Spatial issues on firm demography: an analysis for Argentina* (tesis de maestría). Universitat Rovira i Virgili, Barcelona.
- Camagni, Roberto (2002). On the concept of territorial competitiveness: sound or misleading? *Urban studies*, 39(13), 2395-2411.
- Chen, Xi y William D. Nordhaus (2010). *The value of luminosity data as a proxy for economic statistics*. NBER Working Paper, 16317. Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w16317.pdf>
- De Janvry, Alain y Elisabeth Sadoulet (2004). *Toward a territorial approach to rural development: international experiences and implications for Mexico's microregions strategy*. Recuperado de [https://are.berkeley.edu/~esadoulet/papers/Szekely\\_territorial\\_RD.pdf](https://are.berkeley.edu/~esadoulet/papers/Szekely_territorial_RD.pdf).
- Demazière, Christophe; Ksenija Banovac y Abdelillah Hamdouch (2013). *The socio-economic development of small and medium-sized towns (SMSTs): factors, dominant profiles and evolution patterns*. Recuperado de [http://www.eukn.eu/fileadmin/Files/News/2015/SMUA\\_research\\_article.pdf](http://www.eukn.eu/fileadmin/Files/News/2015/SMUA_research_article.pdf)
- Escobal, Javier (2017). *Impacto de la renuncia de exoneraciones tributarias en la región San Martín: estimación preliminar* (diapositivas PPT). GRADE, Lima, setiembre. Recuperado de <http://www.grade.org.pe/publicaciones/impacto-de-la-renuncia-de-exoneraciones-tributarias-en-la-region-san-martin-estimacion-preliminar/>
- Fisher, Peter S. y Alan H. Peters (1998). Industrial incentives: competition among American states and cities. *Employment Research Newsletter*, 5(2), 1-5.

- Freedman, Matthew (2015). Place-based programs and the geographic dispersion of employment. *Regional Science and Urban Economics*, 53, 1-19.
- Gius, Mark P. y Phillip Frese (2002). The impact of state personal and corporate tax rates on firm location. *Applied Economics Letters*, 9(1), 47-49.
- Guimaraes, Paulo; Robert J. Rolfe y Douglas P. Woodward (1998). Regional incentives and industrial location in Puerto Rico. *International Regional Science Review*, 21(2), 119-138.
- Hahn, Jinyong; Petra Todd y Wilbert van der Klaauw (2001). Identification and estimation of treatment effects with a regression discontinuity design. *Econometrica*, 69(1), 201-209.
- Hainmueller, Jens (2012). Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis*, 20(1), 25-46.
- Henderson, J. Vernon; Adam Storeygard y David Weil (2012). Measuring growth from outer space. *American Economic Review*, 102(2), 994-1028.
- Iguíñiz, Javier (1998). *Aplanar los Andes y otras propuestas*. Lima: Instituto Bartolomé de las Casas y Centro de Estudios y Publicaciones.
- Imbens, Guido W. y Thomas Lemieux (2008). Regression discontinuity designs: a guide to practice. *Journal of Econometrics*, 142(2), 615-635.
- Jofre-Monseny, Jordi y Albert Solé-Ollé (2010). Tax differentials in intraregional firm location: evidence from new manufacturing establishments in Spanish municipalities. *Regional Studies*, (6), 663-677.

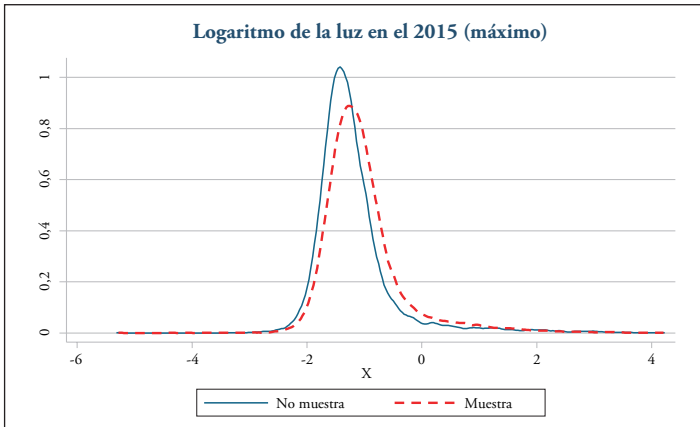
- Kenyon, Daphne; Adam H. Langley y Bethany P. Paquin (2012). *Rethinking property tax incentives for business*. Policy Focus Report. Cambridge, MA: Lincoln Institute of Land Policy.
- Kimelberg, Shelley M. y Elizabeth Williams (2013). Evaluating the importance of business location factors: the influence of facility type. *Growth and Change*, 44(1), 92-117.
- Krugman, Paul (1991). *Geography and trade*. MIT press.
- Lee, David. S. (2008). Randomized experiments from non-random selection in US House elections. *Journal of Econometrics*, 142(2), 675-697.
- Lee, Hyunshik y Tom Munk (2008). *Using regression discontinuity design for program evaluation*. Paper presented at the Proceedings of the 2008 Joint Statistical Meeting.
- Ley de Promoción para el Desarrollo de Actividades Productivas en Zonas Altoandinas. Ley 29482 (18 de diciembre del 2009). Congreso de la República, Lima.
- Lowe, Matt (2014a). *The privatization of African rail*. Working Paper.
- Lowe, Matt (2014b). *Night lights and ArcGIS: a brief guide*. Recuperado de <http://darrylmcleod.com/wp-content/uploads/2016/06/Night-Lights-and-ArcGIS-A-Brief-Guide.pdf>.
- Middleton, Luke y Steven Maynard-Moody (2001). *Literature review: tax abatements and economic development incentives*. Policy Research Institute, Kansas Center for Community Economic Development, University of Kansas.
- Owens, Raymond E. y Pierre-Daniel Sarte (2002). Analyzing firm location decisions: is public intervention justified? *Journal of Public Economics*, 86(2), 223-242.

- Pinkovskiy, Maxim (2013). *Economic discontinuities at borders: evidence from satellite data on lights at night*. Recuperado de <http://economics.mit.edu/files/7271>
- Reglamento de la Ley de Promoción para el Desarrollo de Actividades Productivas en Zonas Altoandinas. Decreto Supremo 051-2010-EF (30 de enero del 2010). Ministerio de Economía y Finanzas, Lima.
- Schejtman, Alexander y Julio A. Berdegú (2004). *Desarrollo territorial rural*. Debates y Temas Rurales, 1. Santiago de Chile: RIMISP.
- Shao, Xi; Changyong Cao, Bin Zhang, Shi Qiu, Christopher Elvidge y Michael Von Hendy (2014). *Radiometric calibration of DMSP-OLS Sensor using VIIRS Day/Night Band*. Recuperado de <http://proceedings.spiedigitallibrary.org/proceeding.aspx?articleid=1939333>
- Walker, David F. (1975). Governmental influence on manufacturing location: Canadian experience with special reference to the Atlantic provinces. *Regional Studies*, 9(2), 203-217.



### Anexo 1

### Sesgo por pérdida de observaciones





## Anexo 2

### Cálculo del sesgo en la estimación por las unidades diferentes

Para encontrar el efecto real del tratamiento matemáticamente, se definen las siguientes variables:

$a_{m,j}$ : valor promedio de la luz *antes de la intervención* con la unidad de medida  $m$  para el grupo  $i$ . Donde  $m$  indica la unidad de medida OLS( $\theta$ ) o VIIRS( $v$ ), y  $j$  indica si pertenece al grupo control ( $c$ ) o tratamiento ( $t$ ). En la base de datos solo se cuenta con  $\{a_{1,0}, a_{1,1}\}$  porque la única fuente es la del satélite DMSP (OLS).

$b_{m,j}$ : valor promedio de la luz *después de la intervención* con la unidad de medida  $m$  para el grupo  $i$ . Donde  $m$  indica la unidad de medida OLS(1) o VIIRS(2), y  $j$  indica si pertenece al grupo control (0) o tratamiento (1). En la base de datos solo se cuenta con  $\{b_{2,0}, b_{2,1}\}$  porque la única fuente es la del satélite Suomi NPP (VIIRS).

Según Shao y otros (2014), la relación entre OLS y VIIRS es log-lineal, por lo que tiene la siguiente forma:

$$OLS = \alpha \times VIIRS^\beta \text{ eq (1)}$$

Donde  $\alpha = \left(\frac{1}{\theta}\right)^{\frac{1}{\delta}}$  y  $\beta = \frac{1}{\delta}$ . Si se reemplaza la ecuación (1) para los valores de luz después de la intervención se obtiene:

$$b_{1,j} = \alpha \times b_{2,j}^\beta \text{ eq (2)}$$

$$\forall j = \{0, 1\}$$

Asimismo, se puede precisar una relación entre los valores promedio de luz de los períodos pre- y post- tratamiento mediante una tasa de crecimiento porcentual constante para los grupos de tratamiento y control:

$$b_{m,j} = a_{m,j} (1 + \theta_j) \text{ eq (3)}$$

$$\forall j = \{0,1\} \text{ y } \forall m = \{1,2\}$$

Donde  $\theta_j$  es la tasa de crecimiento porcentual de la luz entre los períodos anterior y posterior a la intervención para el grupo control ( $j = 0$ ) o el grupo tratamiento ( $j = 1$ ). La diferencia entre las tasas de los grupos ( $\theta_1 - \theta_0$ ) sería el efecto de la intervención.

Para obtener una relación entre las variables existentes, se unen las ecuaciones (2) y (3):

$$a_{1,j} (1 + \theta_j) = \alpha \times b_{2,j}^\beta$$

$$\forall j = \{0,1\}$$

Luego, la transformación logarítmica es la siguiente:

$$\ln(a_{1,j}) + \ln(1 + \theta_j) = \alpha + \beta \ln(b_{2,j}) \dots \text{eq (4)}$$

$$\forall j = \{0,1\}$$

Si se despeja se obtiene:

$$\ln(b_{2,j}) = \frac{\ln(a_{1,j})}{\beta} + \frac{\ln(1 + \theta_j)}{\beta} - \frac{\alpha}{\beta} \dots \text{eq (5)}$$

$$\forall j = \{0,1\}$$

Normalmente, para calcular el impacto de la intervención se hacen dobles diferencias:

$$\Delta\Delta \ln = \ln(b_{2,1}) - \ln(a_{1,1}) - \ln(b_{2,0}) + \ln(a_{1,0})$$

Si se reemplaza la ecuación (5) para estar en las unidades de medida del DMSP-OLS se obtiene:

$$\Delta\Delta\ln = \frac{\ln(a_{1,1})}{\beta} - \ln(a_{1,1}) + \frac{\ln(1 + \phi_1)}{\beta} - \frac{\alpha}{\beta} - \frac{\ln(a_{1,0})}{\beta} + \ln(a_{1,0}) - \frac{\ln(1 + \phi_0)}{\beta} + \frac{\alpha}{\beta}$$

Si se reduce la expresión y se aproximan las tasas de crecimiento de los grupos control y tratamiento por Taylor se obtiene:

$$\Delta\Delta\ln = \left(1 - \frac{1}{\beta}\right) [\ln(a_{1,0}) - \ln(a_{1,1})] + \frac{1}{\beta} [\phi_1 - \phi_0]$$

Como hemos dicho, el impacto del tratamiento es igual que la diferencia de las tasas de crecimiento de los grupos. Si la relación de las unidades de medida fuera de uno a uno, entonces la doble diferencia sería igual que el impacto del tratamiento; pero como es una relación log-lineal, se obtiene lo siguiente:

$$[\phi_1 - \phi_0] = \beta * \Delta\Delta\ln + (\beta - 1) [\ln(a_{1,1}) - \ln(a_{1,0})]$$

Finalmente, se muestra que el impacto de la intervención no es igual que la doble diferencia. El resultado de la estimación será la doble diferencia y esta debe ser corregida para obtener el impacto de la intervención. Asimismo, el sesgo depende del parámetro beta y las diferencias iniciales de la luz entre los grupos de tratamiento y control; por tanto, matemáticamente, no se sabe si hay una sobre- o una subestimación del efecto.

### Anexo 3

## Resultados de las pruebas F en las características del centro poblado para las unidades productivas (el umbral es 2500 metros de altitud)

Características observables	Ancho de banda = 50			Ancho de banda = 500		
	Tratamiento	Control	Significancia	Tratamiento	Control	Significancia
% de hogares rurales	0,9565	0,9515		0,9315	0,9588	***
% de hogares que tienen al menos un niño (de 6 a 12 años) que no asiste a un centro educativo (CE)	0,0190	0,0414		0,0273	0,0500	***
% de hogares que presentan alta dependencia económica	0,1505	0,2266		0,2334	0,2276	
% de hogares con jefe de hogar (JH) con primaria incompleta (cuarto año)	0,4004	0,5195	*	0,4914	0,5049	
% de hogares que presentan necesidad básica insatisfecha (NBI)5 = 1, 0 otro caso	0,0512	0,1185	*	0,1035	0,1152	**
% de hogares que presentan cero NBI	0,3214	0,2812		0,3426	0,2731	***
% de hogares que presentan una NBI	0,5199	0,4512		0,4775	0,4358	***
% de hogares que presentan dos NBI	0,1291	0,1994		0,1441	0,2147	***
% de hogares que presentan tres NBI	0,0272	0,0530		0,0316	0,0615	***
% de hogares que presentan cuatro NBI	0,0025	0,0146		0,0040	0,0134	***
% de hogares que presentan cinco NBI	0,0000	0,0006		0,0002	0,0015	**
% de hogares que presentan una o más NBI	0,6786	0,7188		0,6574	0,7269	***
% de hogares con JH hombre	0,6929	0,7593		0,7237	0,7770	***
% de hogares con algún miembro que tiene seguro de salud	0,5082	0,5519		0,5648	0,5599	***
% de hogares con JH con lengua nativa	0,7603	0,2867	***	0,5989	0,2248	***
% de hogares con JH que sabe leer y escribir	0,7242	0,7944		0,7693	0,7994	***
% de hogares con JH con primaria completa	0,4365	0,4131		0,4494	0,4296	**
% de hogares con JH con secundaria completa	0,2110	0,1549		0,2029	0,1481	***
% de hogares con agua conectada a red (pública o privada)	0,1855	0,2040		0,3648	0,1841	***
% de hogares con desagüe conectado a red (pública o privada)	0,7074	0,0305		0,0812	0,0336	***
% de hogares con electricidad para alumbrado eléctrico	0,1681	0,2424		0,4077	0,1975	***
% de hogares que cocinan con gas o electricidad	0,0101	0,0342		0,0437	0,0361	**
% de hogares que cocinan con gas o electricidad, 0 si es kerosene, carbón, leña	0,1272	0,1389		0,1757	0,1298	***



Características observables	Ancho de banda = 50			Ancho de banda = 500		
	Tratamiento	Control	Significancia	Tratamiento	Control	Significancia
	% de hogares con JH que se dedica a la actividad agrícola	0,5279	0,5283		0,4085	0,5445
% de hogares con JH que se dedica a la actividad pecuaria	0,0116	0,0353		0,0331	0,0362	
% de hogares con JH que se dedica a industrias extractivas (minería)	0,0000	0,0067		0,0038	0,0083	**
% de hogares con JH que se dedica a la actividad manufacturera	0,0009	0,0133		0,0189	0,0102	***
% de hogares con JH que se dedica al comercio	0,0025	0,0166		0,0233	0,0160	***
% de hogares con desagüe conectado a red (pública o privada) o a pozo séptico	0,0704	0,0305		0,0812	0,0336	***
% de hogares con teléfono fijo o celular	0,0701	0,0583		0,1057	0,0566	***
% de hogares sin activos	0,3632	0,2916		0,3266	0,2723	***
% de hogares con JH con primaria completa o menos	0,7009	0,7538		0,7005	0,7611	***
% de hogares con JH con algún grado de educación superior	0,0872	0,0574		0,0915	0,0560	***
% de hogares con vivienda inadecuada o NBI1	0,1225	0,1524		0,0680	0,1757	***
% de hogares con vivienda hacinada o NBI2	0,1069	0,1940	*	0,1414	0,2108	***
% de hogares que no tienen servicio higiénico de ningún tipo = 1, 0 otro caso	0,5700	0,5639		0,5374	0,5590	*
% de hogares sin servicios higiénicos o NBI3	0,5700	0,5639		0,5374	0,5590	*
% de hogares con vivienda en la que predominan paredes de estera	0,0000	0,0023		0,0012	0,0085	***
% de hogares con vivienda improvisada	0,0000	0,0001		0,0001	0,0001	
% de hogares con vivienda con paredes de quincha, piedra, madera u otro material, y piso de tierra	0,1225	0,1500		0,0661	0,1667	***
% de personas en el ámbito rural	0,9565	0,9515		0,9315	0,9588	***
% de hombres	0,4829	0,5296		0,5173	0,5315	***
% de mujeres	0,5171	0,4704		0,4827	0,4685	***
% de personas de 6 a 12 años	0,1146	0,1475		0,1466	0,1525	*
% de niños de 6 a 12 años que no asisten a un centro educativo	0,0551	0,0704		0,0540	0,0851	***
% de personas con más de 18 años en el CP	0,6581	0,6374		0,6417	0,6286	**
% de personas de más de 18 años que tienen DNI en el CP	0,6453	0,5940		0,6043	0,5779	***
% de la población distrital con cuatro exclusiones	0,2957	0,1224	***	0,2237	0,0975	***
% de la población distrital con tres exclusiones o más	0,6727	0,4386	***	0,5918	0,4102	***
% de la población distrital con dos exclusiones o más	0,8769	0,7623	***	0,8326	0,7519	***
% de la población distrital con una exclusión o más	0,9669	0,9586		0,9571	0,9493	**
Edad promedio del JH en el CP	52,7282	50,7719		50,8882	50,0320	***

## Anexo 4

### Resultados de las pruebas F en las características del centro poblado para las empresas (el umbral es 3200 metros de altitud)

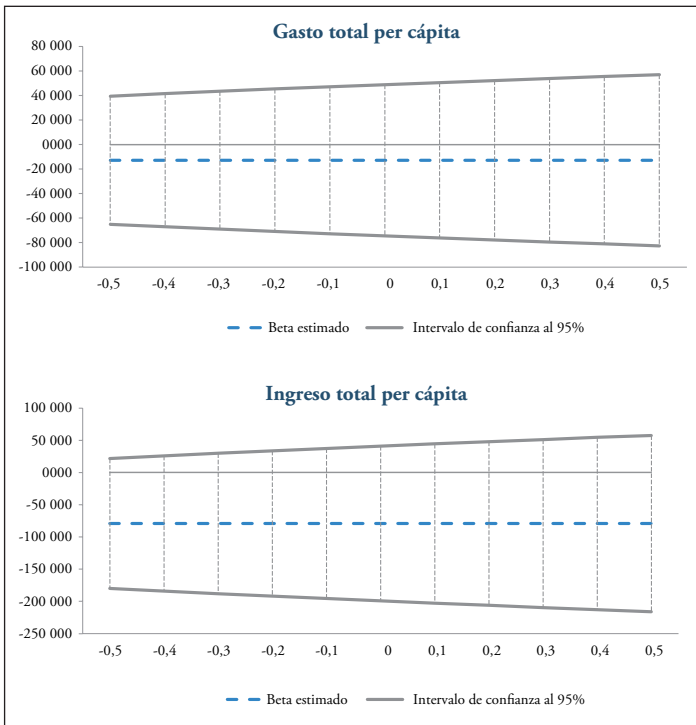
Características observables	Ancho de banda = 50			Ancho de banda = 500		
	Tratamiento	Control	Significancia	Tratamiento	Control	Significancia
% de hogares rurales	0,8906	0,9539	**	0,9049	0,9626	***
% de hogares que tienen al menos un niño (de 6 a 12 años) que no asiste a un CE	0,0150	0,0507	**	0,0308	0,0496	***
% de hogares que presentan alta dependencia económica	0,1901	0,2512	*	0,2367	0,2416	
% de hogares con JH con primaria incompleta (cuarto año)	0,3413	0,5624	***	0,4499	0,5549	***
% de hogares que presentan NBI 5 = 1, 0 en otro caso	0,0497	0,1312	***	0,0891	0,1253	***
% de hogares que presentan cero NBI	0,4287	0,2227	***	0,2985	0,2702	***
% de hogares que presentan una NBI	0,4217	0,4999	*	0,4931	0,4718	***
% de hogares que presentan dos NBI	0,1159	0,2115	***	0,1706	0,1947	***
% de hogares que presentan tres NBI	0,0335	0,0518	***	0,0306	0,0514	***
% de hogares que presentan cuatro NBI	0,0002	0,0124	***	0,0066	0,0109	***
% de hogares que presentan cinco NBI	0,0000	0,0018	***	0,0006	0,0010	***
% de hogares que presentan una o más NBI	0,5713	0,7773	***	0,7015	0,7298	***
% de hogares con JH hombre	0,7117	0,7389	***	0,7141	0,7585	***
% de hogares con algún miembro que tiene seguro de salud	0,4922	0,5516		0,5583	0,5680	
% de hogares con JH con lengua nativa	0,4803	0,4747		0,5975	0,4184	***
% de hogares con JH que sabe leer y escribir	0,8404	0,7299	***	0,7947	0,7506	***
% de hogares con JH con primaria completa	0,6135	0,3783	***	0,4897	0,3801	***
% de hogares con JH con secundaria completa	0,3110	0,1205	***	0,2152	0,1174	***
% de hogares con agua conectada a red (pública o privada)	0,3461	0,1926	***	0,3296	0,2110	***
% de hogares con desagüe conectado a red (pública o privada)	0,0907	0,0225	***	0,0552	0,0225	***
% de hogares con electricidad para alumbrado eléctrico	0,5348	0,1891	***	0,4243	0,2082	***
% de hogares que cocinan con gas o electricidad	0,1387	0,0139	***	0,0478	0,0156	***
% de hogares que cocinan con gas o electricidad, 0 si es kerosene, carbón, leña	0,3302	0,0998	***	0,2893	0,1143	***
% de hogares con JH que se dedica a la actividad agrícola	0,4051	0,4739		0,4278	0,5137	***



Características observables	Ancho de banda = 50			Ancho de banda = 500		
	Tratamiento	Control	Significancia	Tratamiento	Control	Significancia
	% de hogares con JH que se dedica a la actividad pecuaria	0,0512	0,0581		0,0537	0,0439
% de hogares con JH que se dedica a industrias extractivas (minería)	0,0051	0,0075		0,0118	0,0076	***
% de hogares con JH que se dedica a la actividad manufacturera	0,0485	0,0096	***	0,0188	0,0117	***
% de hogares con JH que se dedica al comercio	0,0650	0,0123	***	0,0253	0,0105	***
% de hogares con desagüe conectado a red (pública o privada) o a pozo séptico	0,0907	0,0225	***	0,0552	0,0225	***
% de hogares con teléfono fijo o celular	0,1899	0,0354	***	0,0998	0,0368	***
% de hogares sin activos	0,2370	0,3251	**	0,3144	0,3215	
% de hogares con JH con primaria completa o menos	0,5411	0,7895	***	0,6588	0,7934	***
% de hogares con JH con algún grado de educación superior	0,1259	0,0452	***	0,0812	0,0427	***
% de hogares con vivienda inadecuada o NBI1	0,0791	0,1289		0,0931	0,1183	***
% de hogares con vivienda hacinada o NBI2	0,1313	0,1849	*	0,1485	0,1883	***
% de hogares que no tienen servicio higiénico de ningún tipo = 1, 0 en otro caso	0,4799	0,6409	***	0,5941	0,5825	
% de hogares sin servicios higiénicos o NBI3	0,4799	0,6409	***	0,5941	0,5825	
% de hogares con vivienda en la que predominan paredes de estera	0,0001	0,0038		0,0016	0,0040	**
% de hogares con vivienda improvisada	0,0002	0,0000	**	0,0000	0,0000	
% de hogares con vivienda con paredes de quincha, piedra, madera u otro material, y piso de tierra	0,0788	0,1246		0,0911	0,1141	***
% de personas en el ámbito rural	0,8906	0,9539	**	0,9049	0,9626	***
% de hombres	0,5003	0,5181		0,4940	0,5201	***
% de mujeres	0,4997	0,4819		0,5060	0,4799	***
% de personas de 6 a 12 años	0,1503	0,1545		0,1648	0,1578	***
% de niños de 6 a 12 años que no asisten a un CE	0,0322	0,0894	**	0,0488	0,0810	***
% de personas con más de 18 años que tienen DNI en el CP	0,6194	0,6264		0,6057	0,6209	***
% de personas con más de 18 años que tienen DNI en el CP	0,5778	0,5895		0,5727	0,5758	
% de la población distrital con cuatro exclusiones	0,1482	0,1848		0,2432	0,1741	***
% de la población distrital con tres exclusiones o más	0,3379	0,5216	***	0,5242	0,5147	
% de la población distrital con dos exclusiones o más	0,5607	0,8082	***	0,7618	0,8039	***
% de la población distrital con una exclusión o más	0,8178	0,9593	***	0,9347	0,9572	***
Edad promedio del JH en el CP	49,8943	50,8693		50,4991	50,4871	

## Anexo 5

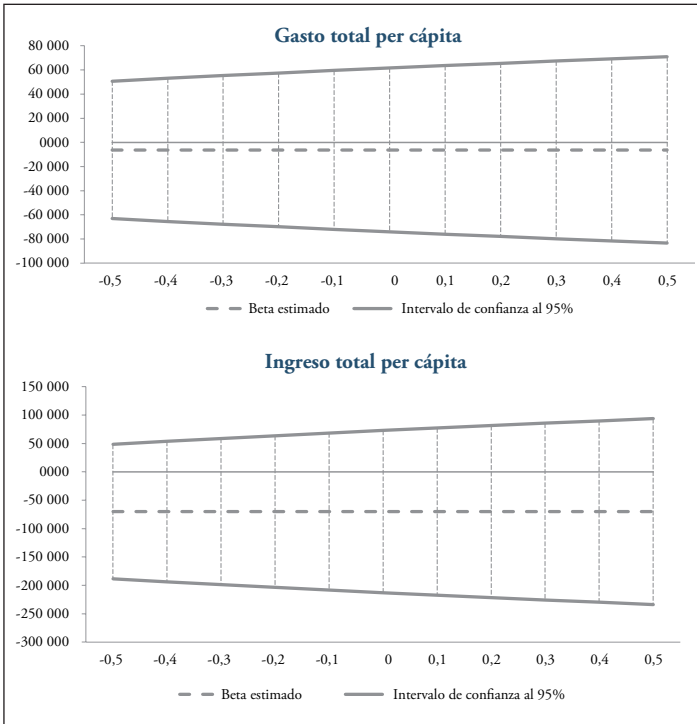
### Impacto en el bienestar de los hogares considerando la correlación entre los paneles cortos (umbral 2500 metros de altitud)





## Anexo 6

### Impacto en el bienestar de los hogares considerando la correlación entre los paneles cortos (umbral 3200 metros de altitud)



## Anexo 7

### Metodología para la estimación de los cambios en pobreza para el período 2008-2014

Debido a la forma dicotómica de la variable pobreza, se busca una nueva metodología para estimar el impacto de la Ley. Se propone estimar la diferencia entre los grupos de tratamiento y control sobre sus dinámicas de pobreza mediante una doble diferencia de probabilidades:

$$[\pi^t(E) - \pi^c(E)] - [\pi^t(S) - \pi^c(S)]$$

Donde:

$\pi^t(E)$ : Probabilidad de entrar a la pobreza del grupo tratamiento

$\pi^t(S)$ : Probabilidad de salir de la pobreza del grupo tratamiento

$\pi^c(E)$ : Probabilidad de entrar a la pobreza del grupo control

$\pi^c(S)$ : Probabilidad de salir de la pobreza del grupo control

Las dinámicas de pobreza son definidas como las salidas de la pobreza o entradas a la pobreza por parte de los hogares. Es decir, la probabilidad de entrar es la probabilidad que tiene el hogar de ser pobre en el período final, dado que no lo fue en el inicial; mientras que la probabilidad de salir es la probabilidad de no ser pobre en el fin del período, dado que sí lo fue al inicio. El período de análisis abarca del 2008 al 2014, y dado que la probabilidad está condicionada al período inicial, se tiene que la probabilidad de entrada y salida que se quiere estimar es la siguiente:

$$\pi(E) = \pi(\text{pobre en el 2014, dado que no pobre en el 2008}) = \pi(\text{pob14} = 1/\text{pob08} = 0)$$

$$\pi(S) = \pi(\text{no pobre en el 2014 dado que pobre en el 2008}) = \pi(\text{pob14} = 0 / \text{pob08} = 1)$$

Sin embargo, no se puede estimar directamente estas probabilidades porque no existe un panel 2008-2014, y eso nos obliga a utilizar los tres paneles cortos anteriormente definidos: 2008-2010, 2010-2012 y 2012-2014. Por lo tanto, la probabilidad de entrada a la pobreza es igual que:

$$\begin{aligned} \pi(\text{pob14} = 1 / \text{pob08} = 0) = & \{\pi(\text{pob14} = 1 \cap \text{pob12} = 1 \cap \text{pob10} = 1 / \text{pob08} = 0) + \\ & \pi(\text{pob14} = 1 \cap \text{pob12} = 1 \cap \text{pob10} = 0 / \text{pob08} = 0) + \\ & \pi(\text{pob14} = 1 \cap \text{pob12} = 0 \cap \text{pob10} = 1 / \text{pob08} = 0) + \\ & \pi(\text{pob14} = 1 \cap \text{pob12} = 0 \cap \text{pob10} = 0 / \text{pob08} = 0)\} \end{aligned}$$

Dadas las fórmulas de probabilidad condicional, cada parte de la expresión anterior se complica. Así, por ejemplo:

$$\begin{aligned} \pi(\text{pob14} = 1 \cap \text{pob12} = 1 \cap \text{pob10} = 1 / \text{pob08} = 0) = \\ \pi(\text{pob14} = 1 / \text{pob12} = 1 \cap \text{pob10} = 1 \cap \text{pob08} = 0) \times \pi(\text{pob12} = 1 / \text{pob10} = 1 \cap \text{pob08} = 0) \\ \times \pi(\text{pob10} = 1 / \text{pob08} = 0) \end{aligned}$$

Asumimos que existe independencia entre los paneles, y la expresión anterior se reduce a:

$$\begin{aligned} \pi(\text{pob14} = 1 \cap \text{pob12} = 1 \cap \text{pob10} = 1 / \text{pob08} = 0) = \\ \pi(\text{pob14} = 1 / \text{pob12} = 1) \times \pi(\text{pob12} = 1 / \text{pob10} = 1) \times \pi(\text{pob10} = 1 / \text{pob08} = 0) \end{aligned}$$

De esta forma, la probabilidad de entrada de la pobreza es igual que:

$$\begin{aligned} \pi(\text{pob14}=1 / \text{pob08}=0) = & \\ & \{ \pi(\text{pob14}=1 / \text{pob12}=1) \times \pi(\text{pob12}=1 / \text{pob10}=1) \times \pi(\text{pob10}=1 / \text{pob08}=0) + \\ & \pi(\text{pob14}=1 / \text{pob12}=1) \times \pi(\text{pob12}=1 / \text{pob10}=0) \times \pi(\text{pob10}=0 / \text{pob08}=0) + \\ & \pi(\text{pob14}=1 / \text{pob12}=0) \times \pi(\text{pob12}=0 / \text{pob10}=1) \times \pi(\text{pob10}=1 / \text{pob08}=0) + \\ & \pi(\text{pob14}=1 / \text{pob12}=0) \times \pi(\text{pob12}=0 / \text{pob10}=0) \times \pi(\text{pob10}=0 / \text{pob08}=0) \} \end{aligned}$$

De la misma forma se calcularía la probabilidad de salida para los grupos de tratamiento y control. Así, se haría una estimación independiente de cada panel, que nos permitiría construir la multiplicación de probabilidades de arriba y calcular la probabilidad de entrada y salida en el período 2008-2014 para los grupos de tratamiento y control. Sin embargo, debido a la dificultad de la fórmula, los errores estándar se han calculado mediante *bootstrapping*.

## Anexo 8

### Impacto en el bienestar de los hogares considerando que existe correlación entre los paneles cortos

Indicadores de bienestar	Umbral = 2500				Umbral = 3200			
	2008-2010	2010-2012	2012-2014	2008-2014	2008-2010	2010-2012	2012-2014	2008-2014
Cambio del gasto mensual por persona	10,44 (13 995)	-28,03 (19 846)	4,79 (19 971)	-12,80 (31 442)	7,31 (15 723)	-14,15 (22 485)	0,63 (21 003)	-6,20 (34 553)
Cambio del ingreso mensual por persona	-24,68 (32 046)	-57,18* (34 613)	2,80 (39 033)	-79,07 (61 226)	-14,78 (43 446)	-43,19 (38 214)	-12,04 (44 219)	-70,02 (72 823)
Cambio de la tasa porcentual de pobreza	-3,07 (2712)	-1,61 (2932)	0,06 (3176)	-4,63 (5103)	-0,81 (3143)	1,54 (3640)	3,88 (3961)	4,61 (6231)
Cambio de la tasa porcentual de pobreza extrema	2,60 (2574)	-4,88** (2233)	2,26 (2125)	-0,02 (4016)	5,74* (3049)	-7,74*** (2636)	4,07* (2234)	2,07 (4609)

Nota: Los gastos e ingresos están en soles de Lima Metropolitana del 2014. Errores estándar robustos reportados entre paréntesis.

Nivel de significancia: \*\*\* (1%), \*\* (5%) y \*(10%).

## Anexo 9

### Impacto en el bienestar de los hogares sin las observaciones en común (96) que generan correlación entre paneles

Indicadores de bienestar	Umbral = 2500				Umbral = 3200			
	2008-2010	2010-2012	2012-2014	2008-2014	2008-2010	2010-2012	2012-2014	2008-2014
Cambio del gasto mensual por persona	11,07 (14 656)	-30,56 (20 636)	4,81 (20 058)	-14,68 (32 295)	8,92 (16 380)	-14,60 (23 329)	0,12 (21 139)	-5,55 (35 488)
Cambio del ingreso mensual por persona	-28,86 (33 825)	-70,37* (35 891)	2,10 (39 364)	-97,12 (63 102)	-18,74 (45 217)	-47,79 (40 435)	-13,64 (44 596)	-80,17 (75 289)
Cambio de la tasa porcentual de pobreza	-3,07 (2757)	-1,48 (3040)	0,05 (3160)	-4,50 (5180)	-1,09 (3194)	1,13 (3798)	3,89 (3931)	3,93 (6331)
Cambio de la tasa porcentual de pobreza extrema	1,15 (2631)	-3,38 (2299)	2,21 (2109)	-0,02 (4081)	4,11 (3107)	-6,12** (2678)	4,02* (2215)	2,02 (4662)

Nota: Los gastos e ingresos están en soles de Lima Metropolitana del 2014. Errores estándar robustos reportados entre paréntesis.

Nivel de significancia: \*\*\* (1%), \*\* (5%) y \*(10%).

INCLUSIÓN ECONÓMICA Y TRIBUTACIÓN TERRITORIAL:  
EL CASO DE LAS EXONERACIONES ALTOANDINAS

se terminó de imprimir en  
abril del 2018 en los Talleres de  
Impresiones y Ediciones Arteta E.I.R.L.





Grupo de Análisis para el Desarrollo  
GRADE

Av. Grau 915, Lima 4

Apartado postal 18-0572, Lima 18

Teléfono: 247 9988 | Fax: 247 1854

[www.grade.org.pe](http://www.grade.org.pe)

Este estudio evalúa el impacto de las exoneraciones tributarias —establecidas en la Ley de Promoción de Actividades Productivas en Zonas Altoandinas, aprobada en el 2009— en las actividades económicas de estos lugares, así como en los ingresos y el nivel de pobreza de la población que, supuestamente, debería beneficiarse.

Los autores no encuentran ningún impacto positivo de la exoneración en la actividad de las zonas altoandinas ni resultados positivos en el ingreso o los niveles de pobreza de la población beneficiada. Sobre la base de estos hallazgos, se analizan las razones que explican la ausencia del efecto esperado y se hacen recomendaciones de política.

ISBN: 978-612-4374-05-0



9 786124 374050