

Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano (editores)

15

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación económica 2017

Sol Acuña Flores
Renzo Gabriele Arfinengo Roda
Diana Cáceres Atencio
Diego Camacho Valencia Dongo
Naara Cancino Díaz
Luis Cruz Córdor
Mariano Fuster de Bracamonte
Alejandra Guardia Muguruza
Sandra Huaitalla Rosado
Karen Huaringa Aliaga
Cynthia Laura Eulogio
Renzo Muñoz-Nájar Deza
Rodrigo Ojeda del Arco Bautista
Nicolle Pegot-Dgier Rodrigo
Alonso Takamure Guibu
Cristina Meykin Wong Tsang



FONDO
EDITORIAL

UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO

Fernando González Vigil y Pilar Obando Hirano (editores)

15

DOCUMENTO
DE INVESTIGACIÓN

Economía aplicada

Ensayos de investigación
económica 2017

Sol Acuña Flores
Renzo Gabriele Arfinengo Roda
Diana Cáceres Atencio
Diego Camacho Valencia Dongo
Naara Cancino Díaz
Luis Cruz Cóndor
Mariano Fuster de Bracamonte
Alejandra Guardia Muguruza
Sandra Huaitalla Rosado
Karen Huaranga Aliaga
Cynthia Laura Eulogio
Renzo Muñoz-Nájar Deza
Rodrigo Ojeda del Arco Bautista
Nicolle Pegot-Ogier Rodrigo
Alonso Takamure Guibu
Cristina Meykin Wong Tsang



FONDO
EDITORIAL

UNIVERSIDAD DEL PACÍFICO

Interpolación del área distorsionada por el cambio de impuesto marginal entre el Régimen General y el Régimen Especial en la distribución de conjunta de contribuyentes¹

Mariano Fuster de Bracamonte
Alonso Takamure Guibu

1. Introducción

El objetivo de esta investigación es brindar información cuantitativa a la Sunat y al Ministerio de Economía y Finanzas sobre la eficiencia del sistema tributario en incentivar la transición de empresas desde el Régimen Especial hacia el Régimen General. En específico, busca sustentar la necesidad de una reestructuración tributaria aplicando la metodología de *bunching* propuesta por Chetty, Friedman, Olsen & Pistaferri (2011) a datos provistos por la Sunat. Para ello, nuestra metodología consiste en modelar la función contrafactual, que describe cómo sería el comportamiento de las empresas si no hubiese un cambio de impuesto en determinado nivel de ingreso, y luego, por diferencia entre esta y la función empírica, estimar la distorsión que genera el esquema tributario.

La literatura especializada enseña que la presencia de umbrales y otras no linealidades en los esquemas impositivos afecta el comportamiento de los agentes, causa distorsiones en el mercado y disminuye la recaudación potencial. Pero la evidencia al respecto se concentra en países desarrollados, donde el incentivo para evadir es menor, dado que la probabilidad de ser atrapado

¹ Este ensayo es una versión resumida y editada del Trabajo de Investigación Económica que, con el mismo título, fue concluido en noviembre de 2017. Sus autores agradecen al profesor Diego Bohórquez Morote por su asesoría, así como a Carlos Gallardo Torres por su apoyo y al equipo de la Sunat que proporcionó los datos.

evadiendo impuestos es mayor y las consecuencias penales son más drásticas. Incluso en esos países, la fiscalización tributaria enfrenta desafíos cuando trata con grupos específicos de contribuyentes, como los trabajadores independientes². No sorprende, entonces, que la situación en países en desarrollo sea aún más compleja.

La recaudación tributaria peruana no ha progresado significativamente. A diferencia del Perú, Ecuador y Bolivia han logrado resultados importantes en materia tributaria: han alcanzado niveles de presión tributaria del 21% y el 24,7 % respectivamente (véase el anexo 1). Según cifras de la OCDE (OECD, 2017), en el año 2015, el Perú estaba en el puesto 21 en nivel de presión tributaria³, con un 17,1%, muy por debajo del promedio de Latinoamérica y el Caribe (22,8%) y de los países de la OCDE (34,3%) (véase el anexo 2).

2. Revisión de literatura especializada

Sáez (2010) introdujo la metodología de *bunching* en un estudio sobre la función de distribución de ingresos en los Estados Unidos sujetos al régimen Earned Income Tax Credit (EITC), un impuesto escalonado en función del ingreso familiar y el número de hijos. El autor halló una acumulación significativa de contribuyentes en el nivel de ingreso límite del primer tramo para el régimen, durante el período comprendido entre 1995 y 2004. Por esta razón, desarrolló un modelo en el que estima el tamaño de la distorsión que genera el impuesto por tramos, en el cual espera que los contribuyentes con ingresos mayores, pero cercanos al umbral de ingresos, a quienes llama *marginal bunchers*, declaren un ingreso menor que el real para acogerse al beneficio tributario. Su investigación calcula la función de densidad con ausencia de *bunching* mediante una interpolación lineal. Luego, por diferencia de áreas con la función de densidad empírica, encuentra la distorsión generada por el impuesto. Además, estima la elasticidad-ingreso a partir de ambas funciones de densidad. Sáez encontró que las elasticidades eran significativas en el primer umbral para los autoempleados y no significantes (aunque cercanas a cero) para asalariados. Pero no dejó claro si los asalariados no se acumulan porque no reaccionan ante los incentivos marginales del EITC, o no son capaces de manipular su declaración de ingresos porque las horas trabajadas son determinadas por el empleador.

Al año siguiente, Chetty *et al.* (2011) utilizaron una muestra de empleados y empleadores en Dinamarca entre 1994 y 2001. El estudio argumenta

² Los trabajadores independientes pueden manipular sus ingresos con mayor facilidad.

³ Porcentaje del PIB recaudado por el Estado en impuestos.

que la distorsión del modelo de Sáez está sobredimensionada porque utiliza una extrapolación lineal. Por ello, proponen una nueva metodología con dos cambios fundamentales. El primero es estimar la función sin *bunching* con un polinomio de grado flexible, que estima una elasticidad menor que la del modelo de Sáez. El segundo es ajustar la estimación para que el área interpolada tenga la misma cantidad de contribuyentes que la función empírica.

Motivados por esos resultados, otros autores han aplicado la metodología a países europeos. Por ejemplo, Devereux, Liu & Loretz (2012) calcularon la elasticidad y la distorsión del mercado para impuestos corporativos del Reino Unido entre 2001 y 2008. Encontraron que la elasticidad en el primer umbral de ingresos, entre 0,54 y 0,57, es la mayor de todas. Esta evidencia es similar a la hallada por Sáez (2010), en la que el *bunching* se da en el primer tramo del EITC para los regímenes de un hijo y más de un hijo. Bastani & Selin (2014) aplicaron el modelo a registros suecos entre 1991 y 2002 para estimar la elasticidad-ingreso y, al igual que Sáez, hallan evidencia empírica de elasticidades significativas para autoempleados y no significativas para asalariados.

Para el caso peruano, y con información a 2011, Al-Karablieh & Gallardo (2014) aplicaron *bunching* por histogramas a personas naturales, pero no encontraron evidencia gráfica clara de *bunching*. Más aún, cuando distinguieron los grupos de empleados y autoempleados, tampoco encontraron evidencia significativa de *bunching*. Sin embargo, su estudio observó que la distribución luego del segundo punto de quiebre es inusualmente plana, y que el número de contribuyentes se reduce drásticamente en el nivel de 7 UIT⁴.

3. Marco analítico

El Perú enfrenta serios problemas de evasión tributaria. Según el INEI (2017), la participación del sector informal en el PIB total es del 19%, pero es mucho mayor en los sectores agropecuario (89%), restaurantes y alojamiento (47%), transporte (37%) y comercio (32%); y, al año 2012, el 74,3% de la PEA estaba en condiciones de empleo informal, un 57% de ella estaba trabajando para empresas informales y el restante 17,3% trabajaba para empresas formales (véanse los anexos 3 y 4). Y los avances en materia de formalización son incipientes. Si bien la Sunat constata que está aumentando el número de mypes formales (anexo 5), también se constata, con base en datos de la Enaho, que la participación del empleo informal en el año 2015 (73,2%) era solo levemente menor que la de 2012.

⁴ UIT: unidad impositiva tributaria, equivalente a S/ 3.600 en 2011.

En términos del modelo de Alingham & Sandmo (1972), los agentes deciden la evasión de impuestos en función de las consecuencias penales y la probabilidad de ser descubiertos. En el Perú, al año 2010, el número de contribuyentes auditados mediante la fiscalización parcial⁵ fue de 5.218 (0,1% del total de contribuyentes), mientras que la fiscalización parcial electrónica⁶ auditó a 102.194 (2,0% del total) y la fiscalización definitiva⁷, a solo 1.738 contribuyentes (0,0% del total) (anexo 6). Asimismo, el número de multas administrativas se ubicó en 311.201 y tan solo hubo tres condenas por defraudación tributaria (Díaz *et al.*, 2013) (anexo 7). Evidentemente, probabilidades tan bajas de ser auditados, multados o condenados incentivan la evasión tributaria.

Además, en el Perú, no hay una cultura tributaria que fomente la recaudación. Frey (1997) desarrolla un modelo en el que, además de considerar las variables de Alingham & Sandmo (1972), añade motivaciones intrínsecas que influyen en la decisión de evadir, como son su efecto en la conciencia y reputación. En una encuesta realizada por Datum (2014), el 37% de los encuestados respondió que no paga impuestos y, del 63% restante, un 28% reconoció que buscaba alternativas para pagar menos. El 81% consideraba que los impuestos no son utilizados adecuadamente y el 60%, que la labor fiscalizadora de la Sunat era regular o mala. En el Corruption Perceptions Index 2016 elaborado por Transparencia Internacional, el Perú se ubica en el puesto 101 de 176 países analizados y en el puesto 20 de 32 de América. Adicionalmente, en un estudio elaborado por la Cepal (2011), el Perú se ubicó en el último lugar en cuanto a la proporción de la población que confía en la calidad del gasto público, con solo un 13% (anexo 8).

El sistema tributario peruano tiene un amplio margen de mejora. En una investigación desarrollada en el marco de las elecciones políticas de 2011, se halló que las principales deficiencias de dicho sistema son el bajo nivel de recaudación, los altos niveles de evasión tributaria, las elevadas tasas impositivas en comparación con estándares internacionales, la reducida base tributaria y la complejidad del sistema en su conjunto (Arias, 2011). La complejidad del sistema tributario fomenta la evasión tributaria debido a que incrementa los costos asociados al pago de impuestos. Datum (2014) revela que el 64% de

⁵ Auditoría que revisa algún elemento de la declaración tributaria. Puede realizarse de manera electrónica.

⁶ Se realiza desde las oficinas de la Sunat, no requiere visitar al contribuyente.

⁷ Auditoría exhaustiva a los libros, registros y documentación del contribuyente con la finalidad de determinar de manera definitiva el monto de la obligación tributaria correspondiente a un determinado tributo y período tributario.

los peruanos considera que el esquema tributario es muy complicado y el 51% considera que la Sunat dificulta el pago de impuestos⁸. En un estudio al año 2010, el Banco Mundial y PwC hallaron que Latinoamérica y el Caribe son las regiones donde el pago de impuestos requiere la mayor cantidad de horas a los contribuyentes, con un promedio de 385 al año. El Perú se ubicó en el puesto 153 de 183 países, con 380 horas al año (World Bank, 2010). En un estudio similar para 2016, el Perú disminuyó ese tiempo a 260 horas. Una mejora importante, sin duda, aunque no reflejada en un aumento significativo de la recaudación fiscal (World Bank, 2016).

Los dos regímenes tributarios que analizamos en esta investigación son el Régimen Especial de Impuesto a la Renta (RER) y el Régimen General (RG) para dicho impuesto. El RER sujeta a tributo el 1,5% sobre las ventas netas cuando estas no superan los S/ 525.000, mientras que en el RG no hay umbrales de ventas y la tasa impositiva es del 29,5% de la utilidad imponible (Sunat, 2017).

4. Análisis de los datos

El análisis se realizó utilizando el *set* de datos provisto por la Sunat, acotado de S/ 253.650 a S/ 795.000 por intervalos de S/ 1.350 para los años 2014, 2015 y 2016. En la tabla 1, referida al RG elegible al RER, se observa que los estadísticos descriptivos, aunque distintos, son similares en los tres años; ello sugiere que las estimaciones de *bunching* serían comparables entre sí.

Tabla 1
Estadísticos – Régimen General elegible al RER 2014, 2015 y 2016
(S/ 253.650-795.000)

Año	2014	2015	2016
Ingreso promedio	360.808	361.686	361.275
Coefficiente de variación	21,10%	21,08%	21,12%
Intervalos en la muestra	401	401	401
Tamaño de intervalo	S/ 1.350	S/ 1.350	S/ 1.350
Asimetría	0,44	0,42	0,43
Curtois	2,03	2,02	2,03
Número de empresas	34.737	35.289	38.259

Fuente: Sunat. Elaboración propia.

⁸ La complejidad del sistema tributario proviene no solo de los múltiples esquemas tributarios, sino también de las variadas deducciones y excepciones.

En el Régimen General así restringido y acotado, el ingreso promedio se encuentra en el octogésimo primer, el octogésimo y el octogésimo primer intervalo de la muestra para los años 2014, 2015 y 2016, respectivamente. Los coeficientes de variación, los tres muy cercanos entre sí, muestran una baja dispersión en los datos, pues la desviación estándar es menor que la media de la distribución. Por otro lado, el coeficiente de asimetría es positivo, por lo que la cola derecha contiene valores más separados de la media. Por último, la curtosis sugiere una distribución platicúrtica con una baja concentración de datos cerca de la media.

En la tabla 2 para el Régimen Especial acotado, vemos que el ingreso promedio se encuentra en el cuadragésimo sexto, el cuadragésimo séptimo y el cuadragésimo séptimo intervalo de la muestra para los años 2014, 2015 y 2016, respectivamente. Los coeficientes de variación también son cercanos entre sí, pero menos que en el Régimen General. Por otro lado, el coeficiente de asimetría es positivo al igual que para el Régimen General, aunque notablemente mayor, debido a la presencia del umbral impositivo. Por último, a diferencia del Régimen General, la curtosis sugiere una distribución leptocúrtica con una alta concentración cerca de la media, lo cual es consistente con la hipótesis de *bunching*.

Tabla 2
Estadísticos – Régimen Especial 2014, 2015 y 2016 (S/ 253.650-795.000)

Año	2014	2015	2016
Ingreso promedio	314.892	316.086	316.149
Coefficiente de variación	15,75%	16,11%	16,08%
Intervalos en la muestra	401	401	401
Tamaño de intervalo	S/ 1.350	S/ 1.350	S/ 1.350
Asimetría	1,08	1,05	1,06
Curtosis	4,11	3,96	3,97
Número de empresas	18.009	21.223	23.286

Fuente: Sunat. Elaboración propia.

Para la estimación de la función contrafactual, se parte de la distribución empírica construida con base en los datos de contribuyentes del Régimen General elegible al RER y en los datos del Régimen Especial. Dicha distribución es el resultado de la suma de los contribuyentes por intervalos de ingreso de ambos regímenes para los tres años.

5. Metodología

La función contrafactual es estimada siguiendo la metodología de Chetty *et al.* (2011). Pero es importante sustentarla con el fundamento microeconómico del *bunching* desarrollado por Sáez (2010). Si, a partir del nivel de ingresos z^* , la tasa impositiva aumenta a $t + dt$ para ingresos mayores de z^* , se producirá la acumulación en el umbral de contribuyentes cuyo ingreso este comprendido en el segmento $[z^*, z^* + dz]$. Los individuos con ingresos z^* antes del impuesto no se ven afectados, dado que su curva de indiferencia permanece tangente a la restricción presupuestaria con pendiente $1 - t$. Sin embargo, no sucede lo mismo con los individuos cuyo ingreso está comprendido en el segmento mencionado. La curva de indiferencia del individuo con ingresos $z^* + dz$ ahora es tangente a la restricción presupuestaria con pendiente $1 - t - dt$. Cuando el cambio en el impuesto es pequeño, la elasticidad compensada del ingreso se define como:

$$\frac{dz^*}{z^*} = e \frac{dt}{1-t} \quad (1)$$

Entonces, el número total de contribuyentes que se acumulan en el nivel z^* es $h(z^*)dz^*$, donde $h(z^*)$ es la función de densidad para el nivel de ingreso z^* cuando el impuesto es constante. De esta manera, la magnitud del *bunching* es una función de la elasticidad compensada e y del ratio neto de impuestos $dt/(1-t)$ (figura 1).

Si bien el modelo estima resultados consistentes, implementarlo requiere asumir que el cambio en el impuesto marginal afecta a todos los agentes por igual, así como que estos cuentan con información perfecta del esquema tributario y maximizan utilidad en el punto donde su curva de utilidad es tangente a su restricción presupuestaria.

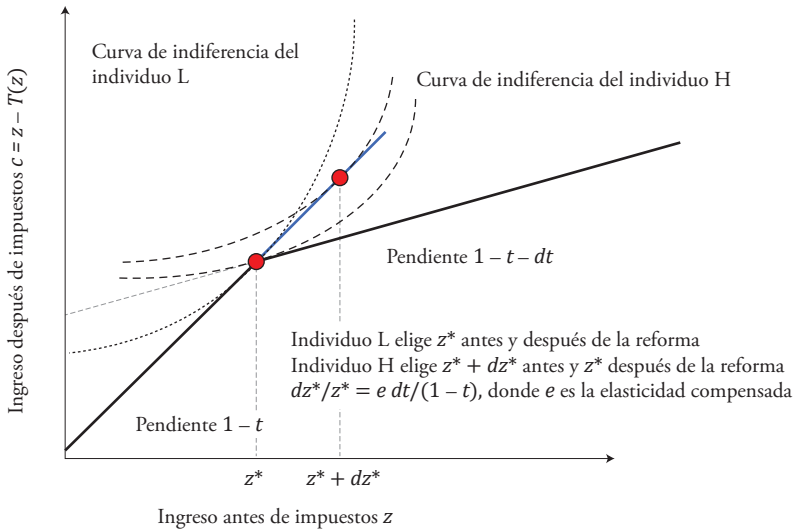
Por ello, la metodología empleada es la desarrollada por Chetty *et al.* (2011). En el análisis de *bunching*, es fundamental conocer el comportamiento en ausencia de cambio marginal en la tasa impositiva. Ello exige determinar *a priori* los supuestos sobre el nuevo esquema tributario y cómo se comportan los agentes en él. Denotemos como t_0^9 la tasa impositiva en el Régimen Especial de Impuesto a la Renta y como t_1^{10} la tasa impositiva del Régimen General. La función empírica analiza a las empresas en dos escenarios distintos: aquellas ubicadas en un rango de ingresos de $[0, 525.000]$ que tributan a una tasa de t_0 y se comportan de acuerdo con esa tasa; y aquellas en el rango de ingresos

⁹ $t_0 = 1,5\%$ de las ventas.

¹⁰ $t_1 = 30\%$ (2014) y $t_1 = 28\%$ (2015, 2016).

de $[525.001, \infty]$ que tributan a una tasa de t_1 . La función contrafactual se construye a partir del supuesto de que la totalidad de empresas tributan a la misma tasa de t y, por ende, no hay cambio en su comportamiento.

Figura 1
Curvas de indiferencia y *bunching*



Fuente: Sáez (2010).

Para hallar la magnitud del *bunching*, primero se debe estimar cómo sería la función de distribución sin distorsiones tributarias. Para ello, se ajusta un polinomio flexible a la distribución empírica, excluyendo la información en la vecindad del umbral y extrapolando dicho segmento. La información de contribuyentes se agrupa en j rangos y se estima la distribución contrafactual mediante la siguiente ecuación:

$$y_j = \sum_{i=0}^q \beta_i (z_j)^i + \sum_{k=-W}^W \gamma_k^0 \cdot 1[j = k] + \varepsilon_j^0, \quad (2)$$

Donde y_j refiere al número de contribuyentes en el rango j ; z_j refiere al nivel de ingresos del rango j ; W refiere al número de rangos en la vecindad del

punto de acumulación por excluir; q es el grado de la función polinómica; y ε_j^0 es el residuo¹¹.

La estimación de la función contrafactual, tras la omisión de la región por excluir, queda de la siguiente forma:

$$\hat{y}_j = \sum_{i=0}^q \beta_i (z_j)^i, \quad (3)$$

Por lo tanto, el exceso de empresas en el rango excluido es:

$$\hat{B} = \sum_{-W}^W y_j - \hat{y}_j = \sum_{-W}^W \gamma_k^0 \quad (4)$$

El parámetro γ_k^0 recoge la cantidad de contribuyentes en la vecindad del punto de acumulación que no es explicada por el polinomio $\sum_{i=0}^q \beta_i (z_j)^i$ o, lo que es lo mismo, mide la acumulación adicional de la función empírica en relación con la contrafactual.

Por último, se estima la acumulación de empresas relativa a la densidad promedio de la función contrafactual en el rango seleccionado, de la siguiente manera:

$$b = \frac{\hat{B}}{(\sum_{k=-W}^W \hat{y}_j / (2W + 1))}, \quad (5)$$

El estimador \hat{B} se encuentra sobreestimado, dado que no toma en cuenta que el exceso de empresas alrededor del punto de acumulación proviene del lado derecho de la distribución. En otras palabras, el área bajo la curva de la función empírica y la función contrafactual no son iguales. Para corregir este problema, se desplaza la contrafactual hacia la derecha del umbral impositivo hasta cumplir la restricción de que el área por debajo de ambas funciones sea igual.

Sin embargo, asumir que en el Perú la introducción de un umbral impositivo no afecta el número de empresas es un supuesto fuerte, ante la evidencia de atomización de empresas para eludir tributos. En el Perú, es posible la creación de múltiples razones sociales para operar un solo negocio, de manera que una empresa con ingresos de S/ 800.000 imposables bajo el Régimen General opere bajo dos razones sociales, cada una con un ingreso imponible de S/ 400.000 sujeto al Régimen Especial. De modo que el exceso de empresas proviene, en parte, del lado derecho de la distribución y, en parte, de nuevas

¹¹ La metodología propuesta en Chetty *et al.* (2011) utiliza una única distribución para el cálculo de la función contrafactual. Por su parte, Mortenson & Whitten (2016) consideran que la distribución al lado derecho del umbral impositivo es distinta a la distribución del lado izquierdo. Los individuos se comportan de manera diferente dado que tributan a una tasa distinta.

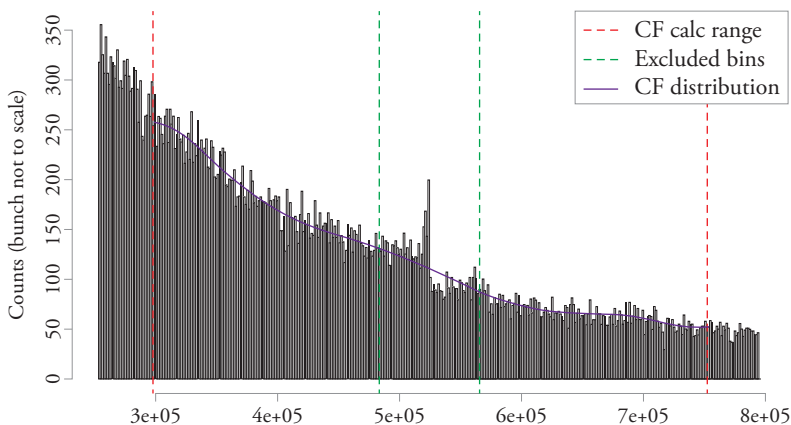
razones sociales empresariales, por lo que es razonable cuestionar el supuesto de igualdad entre la función empírica y la contrafactual.

6. Selección del modelo

La especificación del modelo comprende la elección de cuatro parámetros: la región por extrapolar, la región contrafactual, el grado del polinomio y el ancho de los intervalos. La amplitud de la región por excluir y la región contrafactual son determinadas mediante una inspección visual. El polinomio característico se determina modelando la función contrafactual desde un polinomio de grado 10 hacia abajo, en un proceso recursivo hasta encontrar el mejor modelo explicativo según el criterio de información de Akaike. Pero se encontró que, ante polinomios de grado muy alto, la resultante función contrafactual con frecuencia sobreajustaba los datos y, por ende, no reflejaba la realidad, como muestran la figura 2¹² para el año 2014 y la figura 3 para el año 2015.

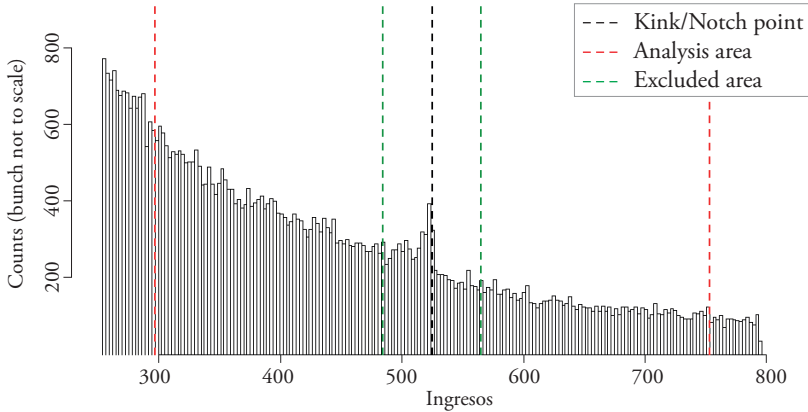
La región excluida determina el área donde se encuentra el número total de *marginal bunchers*. Se asume que en cualquier área fuera de esta región no hay acumulación de empresas. Por último, la región contrafactual determina el intervalo, por fuera de la región excluida, que es utilizado para construir la función contrafactual.

Figura 2
Distribución empírica y contrafactual, 2014



¹² Esta figura muestra 400 rangos de $\delta = S/1.350$ en la vecindad del umbral impositivo de $S/525.000$. Se observa que, con un polinomio de grado 9, la distribución contrafactual sobreajusta los datos.

Figura 3
Distribución empírica, 2015



Se determinó el ancho del intervalo $\delta = S/ 2.700$. La región excluida se determinó, mediante inspección visual siguiendo la metodología aplicada por Mortenson & Whitten (2016), como $W = 15$ intervalos hacia ambos lados del umbral impositivo¹³. Esto supone que solo el comportamiento de las empresas con ventas de $W * \delta = \pm S/ 40.500$ del umbral es influenciado por la presencia del cambio impositivo. Asimismo, se utilizó la distribución empírica entre $S/ 40.500$ y $S/ 226.800$ a cada lado para construir la función contrafactual; es decir, una región de $J = 84$ hacia ambos lados del umbral. El polinomio óptimo para dicha especificación resultó ser de grado 3. La ecuación 6 muestra la especificación seleccionada.

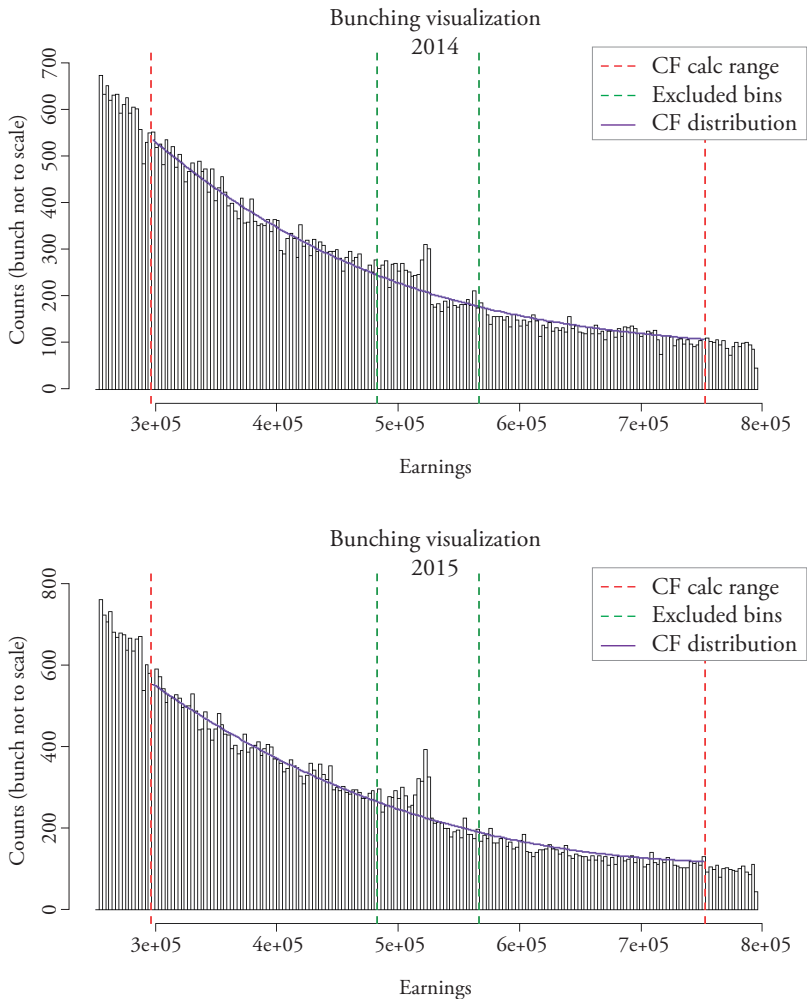
$$y_j = \sum_{i=0}^3 \beta_i (z_j)^i + \sum_{k=-15}^{15} \gamma_k^0 \cdot 1[j = k] + \varepsilon_j^0 \quad (6)$$

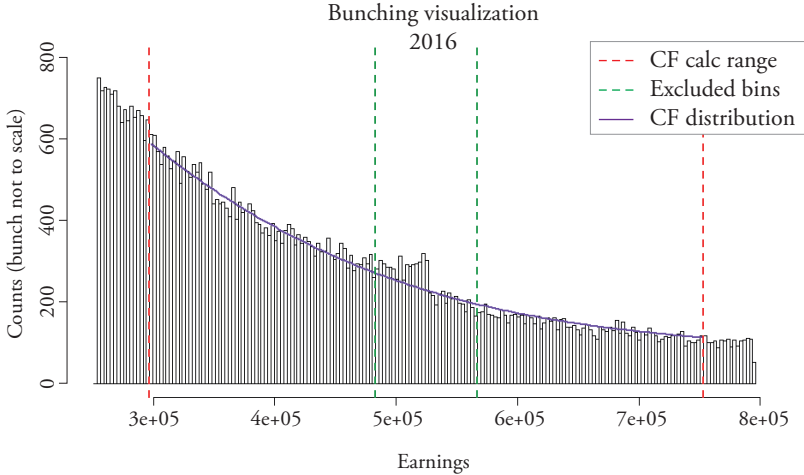
7. Resultados

Como se observa en la figura 4, la función contrafactual es un polinomio de grado 3 que utilizó la región contrafactual para extrapolar la ventana excluida y estimar cómo se comportarían las empresas en la vecindad del umbral si no existiese un cambio marginal en el impuesto. Ello permitió el siguiente análisis para los años 2014, 2015 y 2016.

¹³ Una inflexión en el comportamiento de las empresas (acumulación) es observable 15 rangos a la izquierda del umbral impositivo.

Figura 4
Distribución empírica y contrafactual estimada





Según las estimaciones, significativas al 99%, la función empírica presenta 505 empresas más de las que se observan en la ventana de *bunching* de la función contrafactual para el año 2014, 649 empresas más para el año 2015 y 568 empresas más para el año 2016 (véase la tabla 3). Si bien el resultado es bajo en comparación con la totalidad de empresas en el Perú, al tomar en cuenta el rango en el que se encuentran estas empresas, la acumulación producto del cambio marginal en el impuesto representa el 7,47% de las 6.763 empresas comprendidas en la ventana excluida de la función empírica en el año 2014, el 8,78% en 2015 y el 7,21% en 2016. Esto confirma la hipótesis de que existe acumulación en el umbral impositivo de S/ 525.000 que separa el Régimen Especial del Régimen General.

Tabla 3
Resultados

Año	<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
2014	505,39 (82,11)	S/ 2.700	+ - S/ 226.800	+ - S/ 40.500	3
2015	649,05 (91,90)	S/ 2.700	+ - S/ 226.800	+ - S/ 40.500	3
2016	567,74 (86,51)	S/ 2.700	+ - S/ 226.800	+ - S/ 40.500	3

Nota. Nivel de confianza del 99% para las tres estimaciones. Fuente: Sunat. Elaboración propia.

El error estándar es estimado, siguiendo a Devereux *et al.* (2012), mediante un proceso iterativo de remuestreo de los residuos. Se obtienen los residuos estimados $\hat{\varepsilon}$ mediante la diferencia de las observaciones empíricas y las predichas por el modelo de regresión. Luego, se genera una nueva serie de errores eligiendo $\hat{\varepsilon}$ aleatoriamente y sumándolos a los contribuyentes de la distribución empírica. Por último, se procede a calcular el exceso de masa mediante el procedimiento de *bunching*. El error estándar se calcula como la desviación estándar del exceso de masa de las 500 simulaciones.

Las implicancias económicas de estos resultados son importantes, puesto que, dado el nivel de ingresos de las empresas, la recaudación potencial es significativa. Más aún, el análisis de los tres años revela un comportamiento distorsionador persistente en el esquema tributario y muestra que las empresas tienen pocos incentivos para migrar de un régimen a otro.

Sin embargo, la precisión de la estimación depende de qué tan bien los parámetros elegidos representan la realidad. Además, para confirmar la hipótesis de investigación, se debe garantizar que las estimaciones sean robustas y que las conclusiones cualitativas de los resultados no varíen ante cambios en los parámetros.

8. Análisis de robustez

En esta sección, se analiza qué tan sensibles son las estimaciones a cambios en los parámetros elegidos. Tomando en cuenta la especificación predeterminada de $W=15$, $J=84$, el grado del polinomio igual a 3 y el ancho del intervalo $\delta = S/ 2.700$, se procede a fijar tres de estos parámetros y dejar libre el cuarto.

En primer lugar, se evaluó cómo varían las estimaciones cuando se fijan los parámetros de la ventana de *bunching* ($\pm S/ 40.500$) y el grado del polinomio (3), mientras se deja libre la región contrafactual, que toma valores desde $\pm S/ 170.100$ hasta $\pm S/ 226.800$ (véanse los anexos 9, 16-17, 24-26 y 33-35). En este caso, se observa que las estimaciones oscilan desde 450 hasta 650 en los años 2014, 2015 y 2016¹⁴; por lo que se concluyó que, si bien las estimaciones varían, el modelo es poco sensible a cambios en el tamaño de la región contrafactual.

En segundo lugar, se evaluó la sensibilidad del modelo cuando se fijan los parámetros de la región contrafactual ($\pm S/ 226.800$) y la ventana de *bunching* ($\pm S/ 40.500$), mientras se deja libre el grado del polinomio, que toma valores desde 2 hasta 6 (véanse los anexos 13-15, 19-21 y 25-27). En este caso, los

¹⁴ Donde todos los resultados son significativos al 99%.

marginal bunchers toman valores desde 226 hasta 567¹⁵; se concluye así que las estimaciones no son muy sensibles ante cambios en el grado del polinomio, a excepción de polinomios de grado muy alto. La función contrafactual construida con polinomios de grado 6 o más pierde significancia y sobreajusta los datos, lo que da una función poco realista.

En tercer lugar, se evaluó la sensibilidad del modelo cuando se fijan los parámetros de la región contrafactual ($\pm S/ 226.800$) y el grado del polinomio (3), mientras se deja libre la ventana de *bunching*, que toma valores desde $\pm S/ 8.100$ hasta $\pm S/ 64.800$ (véanse los anexos 10-12, 16-18 y 22-24). En este caso, los *marginal bunchers* toman valores desde 177 hasta 674¹⁶, lo que indica que la estimación es más sensible ante cambios en el área excluida que en cualquiera de los otros dos parámetros. Ello es lógico, ya que el exceso de contribuyentes se calcula mediante la diferencia de observaciones entre la distribución empírica y contrafactual en el rango excluido. Aun así, se sigue encontrando evidencia de acumulación en el umbral impositivo ante cambios en la ventana de *bunching*.

Por último, los resultados son similares cuando se trabajó con intervalos de $S/ 1.350$, $S/ 2.700$ y $S/ 4.050$. De esta manera, se puede concluir que el modelo es invariante ante cambios en la elección de este parámetro.

En general, el análisis nos muestra que los resultados obtenidos son robustos ante la elección de los parámetros. Y que son poco sensibles ante cambios en esos parámetros, salvo el caso de la ventana por excluir, que sí influye de manera significativa en los resultados.

9. Elasticidad

Debido a que el impuesto del Régimen Especial se aplica sobre las ventas y el impuesto del Régimen General se aplica a la utilidad tributaria, se utilizó la información de ingresos y utilidad tributaria en las empresas del Régimen General para estimar una tasa comparable al Régimen Especial, tal como muestra la tabla 4.

¹⁵ Donde todos los resultados son significativos al 99%, a excepción de cuando se construye la función contrafactual con un grado del polinomio mayor de 6.

¹⁶ Donde todos los resultados son significativos al 99%.

Tabla 4
Impuesto efectivo según margen de utilidad¹⁷

Año	Utilidad tributaria	Impuesto del Régimen General	Impuesto efectivo
2014	6,35%	30,00%	1,91%
2015	7,10%	28,00%	1,99%
2016	7,29%	28,00%	2,04%

Fuente: Sunat. Elaboración propia.

Las elasticidades fueron calculadas utilizando la especificación planteada anteriormente. La tabla 5 muestra las elasticidades halladas, que oscilan desde 2,01 en el año 2016 hasta 2,98 en 2014, con un nivel de confianza al 99%. Y también muestra que, pese a la disminución de la tasa impositiva en el Régimen General, del 30% en 2014 al 28% en 2015 y 2016, el aumento en el margen de utilidad tributaria da como resultado un impuesto efectivo mayor cada año.

Tabla 5
Elasticidades

Año	Elasticidad	Utilidad tributaria	Impuesto del Régimen General	Impuesto efectivo	Ancho del intervalo
2014	2,98 (0,55)	6,35%	30%	1,91%	S/ 2.700
2015	2,97 (0,44)	7,10%	28%	1,99%	S/ 2.700
2016	2,18 (0,35)	7,29%	28%	2,04%	S/ 2.700

Fuente: Sunat. Elaboración propia.

Como se mencionó en la metodología, la elasticidad mide la sensibilidad de la conducta de los *marginal bunchers* ante cambios en el impuesto efectivo. Por ejemplo, en 2015, un incremento marginal de un 1% en la tasa de impuesto efectivo hubiera generado que la cantidad de empresas acumuladas en el umbral se incremente entre un 2,80% y un 2,97%.

¹⁷ El impuesto fue calculado utilizando la fórmula $\text{Impuesto RG} * \text{Margen de Utilidad} = \text{Impuesto Efectivo}$.

10. Conclusiones y recomendaciones de política

En los últimos 20 años, en Latinoamérica y el Caribe ha sucedido que, aunque las tasas de impuesto a la renta para empresas han disminuido paulatinamente, la recaudación tributaria ha aumentado. Entre 1990 y 2010, la recaudación tributaria en la mencionada región se incrementó en un 85%, mientras que las tasas de impuesto a la renta pasaron en promedio del 34% al 28% (Banco Interamericano de Desarrollo, 2012). Dichas tasas son una herramienta utilizada por los países para retener el ahorro local y atraer inversión, pero no es la única. En particular, en la misma región y durante aquel período, se han creado varios incentivos tributarios y regímenes especiales para nuevas inversiones.

Sin embargo, cuando se generan muchos incentivos, se corre el riesgo de ayudar permanentemente a una actividad ineficiente, si el costo político de eliminar el estímulo es muy elevado. Más aún, independientemente de la naturaleza del incentivo, una subvención directa o indirecta supone un mayor costo fiscal, que debe ser financiado con un aumento en la recaudación.

En el Perú, durante los años 2014-2016, estuvieron sujetos al Régimen Especial del Impuesto a la Renta (RER) y al Régimen Único Simplificado (RUS) entre el 66,67% y el 70,69% de las empresas formales (Sunat, 2017). Es inaceptable que, cuando el objetivo de los regímenes simplificados es atender a pequeñas empresas nacientes, porcentajes tan altos de empresas reciban tratamientos tributarios simplificados en perjuicio de la base tributaria. En esta línea, Arias (2009) propone que el límite máximo de ingresos para los regímenes simplificados sea igual al nivel promedio de Latinoamérica, que es de 16 veces el PIB per cápita (equivalente a un monto cercano a S/ 350.000), en vez de 25 veces, como es el caso del RER peruano.

Al analizar la región latinoamericana, el mismo autor encuentra que la baja probabilidad de ser fiscalizadas incentiva a las empresas a subvaluar ingresos para tributar con un régimen simplificado. También halla evidencia de que las empresas se atomizan¹⁸ para minimizar aún más la probabilidad de ser fiscalizadas. Adicionalmente, menciona que dicho comportamiento se acentúa cuando el límite de ventas y el beneficio tributario en relación con el Régimen General son altos; como en el caso peruano, donde los tributos efectivos del Régimen General son al menos tres veces la carga del RUS.

Al ser una práctica desleal, la evasión deteriora la equidad y deforma la estructura de competencia. Según el Banco Interamericano de Desarrollo

¹⁸ Atomizar: segmentar las actividades de una empresa para fraccionarla en varias de tamaño pequeño.

(2012), en Latinoamérica la evasión representa un 52% de la recaudación potencial del impuesto a la renta. En el Perú, el año 2006, la recaudación potencial como porcentaje del PIB fue del 10,2% y la efectiva, de tan solo el 4,9%; mientras que en Chile, el año 2003, la recaudación potencial fue del 7,3% del PIB y la efectiva, del 5,1%; y, en República Dominicana, el año 2008, la recaudación potencial fue del 4% del PIB y la efectiva, del 2,8%. En la misma línea, Arias (2009) estimó que la evasión de las empresas en 2006 representó un 51% de la recaudación potencial.

Según el esquema tributario peruano actual, en el RUS se tributa una suma fija; en el RER, un porcentaje de ingresos; y en el Régimen General, un porcentaje de la utilidad tributaria. Que el impuesto esté en función de tres bases distintas, además de las diferenciaciones según número de trabajadores y por actividades económicas, incrementa el costo de transición entre distintos regímenes, tal como lo demuestra la estimación de *marginal bunchers* realizada por nuestra investigación.

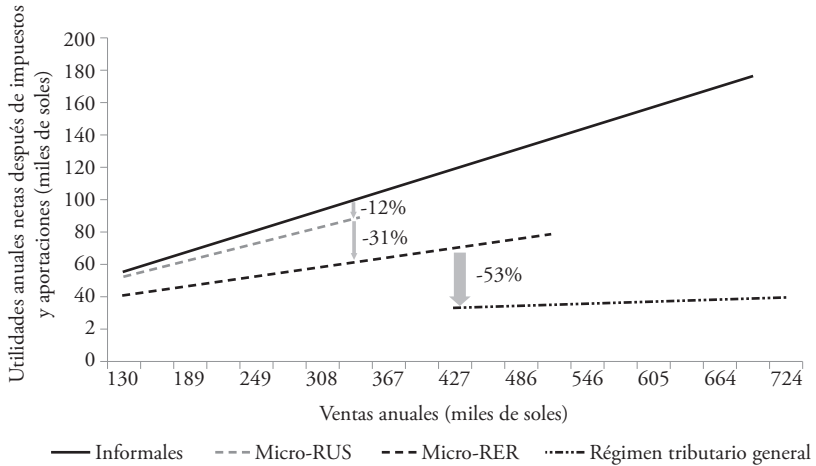
Como menciona Pagés (2010), el impuesto al crecimiento¹⁹ toma en cuenta tanto costos tributarios como no tributarios. Este, en el Perú, es del 12% cuando se pasa de la informalidad al RUS, del 31% cuando se pasa del RUS al RER y del 53% cuando se pasa del RER al Régimen General. Como puede observarse en la figura 5, el diferencial de tasas entre un régimen tributario y otro no es el único factor que toman en cuenta las empresas conforme van creciendo.

Peor aún, el Régimen Especial en esencia no incentiva a solicitar comprobantes, ya que el pago del impuesto a la renta está en función de las ventas y no de la utilidad imponible; lo cual también erosiona la base tributaria del IGV (Impuesto General a las Ventas). Tampoco motiva a las empresas a contratar empleados formalmente, ya que los gastos de planilla y honorarios no pueden ser descontados.

En verdad, es imperativa la reestructuración del esquema tributario peruano hacia uno en el que todos los regímenes tributen sobre la misma base y el cambio en el impuesto sea marginal (como es el caso para las Rentas de Trabajo comprendidas en la quinta categoría del Impuesto a la Renta). Ello no solo porque la tributación es la herramienta para financiar el gasto público, sino también porque una política tributaria eficiente incrementa la equidad social y aumenta la competitividad de las empresas al incentivarlas a mejorar sus prácticas empresariales.

¹⁹ Variación porcentual en las utilidades netas producto del cambio de régimen tributario.

Figura 5
Impuesto al crecimiento: regímenes simplificados



Fuente: Pagés (2010).

11. Referencias

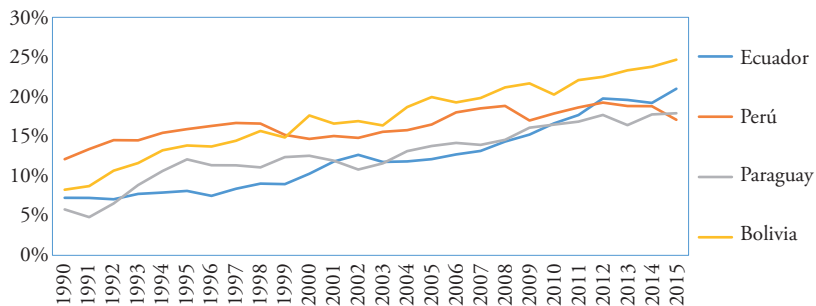
- Alingham, M., & Sandmo, A. (1972). Income tax evasion: A theoretical analysis. *Journal of Public Economics*, 1, 323-338.
- Al-Karablieh, Y., & Gallardo, C. (2014). *Reducing the earned income gap in Peru*. Cambridge: Harvard University – John F. Kennedy School of Government.
- Arias, L. (2011). *Política tributaria para el 2011-2016*. Lima: Consorcio de Investigación Económica y Social.
- Arias, L. A. (2009). *La tributación directa en América Latina: equidad y desafíos. El caso de Perú*. Santiago: Cepal.
- Artana, D., & Templado, I. (2012). *Incentivos tributarios a la inversión: ¿qué nos dice la teoría y la evidencia empírica sobre su efectividad?* Washington D. C.: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Banco Interamericano de Desarrollo. (2012). *Recaudar no basta: los impuestos como instrumento de desarrollo*. Nueva York: Portico Bookstore.
- Bastani, S., & Selin, H. (2014). Bunching and non-bunching at kink points of the Swedish tax schedule. *Journal of Public Economics*, 109(C), 36-49.
- Carrillo, P., Emran, S., & Rivadeneira, A. (2012). *Do cheaters bunch together? Profit taxes, withholding rates and tax evasion*. Quito: Centro de Estudios Fiscales.
- Cepal (Comisión Económica para América Latina y el Caribe). (2011). *Cepalstat*. <https://estadisticas.cepal.org/cepalstat/Portada.html>

- Chetty, R., Friedman, J., Olsen, T., & Pistaferri, L. (2011). Adjustment costs, firm responses and micro vs. macro labor supply elasticities: Evidence from Danish tax records. *Quarterly Journal of Economics*, 126, 749-804.
- Datum. (2014). *Encuesta de opinión pública a nivel nacional*. Lima: Pulso Perú.
- Devereux, M., Liu, L., & Loretz, S. (2012). The elasticity of corporate taxable income: New evidence from UK tax records. *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(2), 19-53.
- Díaz, F., Pecho, M., Cremades, L., Vásquez, O., Velayos, F., & Barreix, A. (2013). *State of the tax administration in Latin America*. Washington D. C.: Inter-American Development Bank.
- Feldsetin, M. (1995). Effect of marginal tax rates on taxable income: A panel study of the 1986 Tax Reform Act. *Journal of Political Economy*, 103(3), 551-572.
- Frey, B. (1997). A constitution for knaves crowds out civic virtues. *The Economic Journal*, 107(443), 1043-1053.
- Gómez, J., & Jiménez, J. (2012). *Tax structure and tax evasion in Latin America*. Santiago: Eclac.
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (14 de junio de 2016). *Empleo informal en el Perú disminuyó en 3.9 puntos porcentuales*. Nota de prensa. Lima: Instituto Nacional de Estadística e Informática.
- INEI (Instituto Nacional de Estadística e Informática). (2017). *Producción y empleo informal en el Perú*. Lima: Cuenta Satélite de la Economía Informal 2007-2016.
- Jaramillo, M., & Saavedra, J. (2010). Inequality in post-structural reform Peru: The role of market forces and public policy. En N. López-Calva & N. Lustig (Eds.), *Declining inequality in Latin America: A decade of progress?* (pp. 218-243). Washington D. C.: Brookings Institution Press.
- Kleven, H. (2016). Bunching. *Annual Review of Economics*, 8, 435-464.
- Mortenson, J. A., & Whitten, A. (2016). *Bunching to maximize tax credits: Evidence from kinks in the U.S. tax schedule*. Washington D. C.: Berkeley Education.
- OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development). (1 de mayo de 2017). Comparative Tables – Latin American and Caribbean Countries. En *OECD Stats*. <http://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=RSLACT>
- Pagés, C. (2010). *La era de la productividad: cómo transformar las economías desde sus cimientos*. Washington D. C.: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Sáez, E. (2010). Do taxpayers bunch at kink points? *American Economic Journal: Economic Policy*, 2, 180-212.
- Sunat (Superintendencia Nacional de Administración Tributaria). (2015). *Registro Único del Contribuyente*. Lima: Superintendencia Nacional de Administración Tributaria.
- Sunat (Superintendencia Nacional de Administración Tributaria). (27 de octubre de 2017a). *Amazonía*. Recuperado de <https://www.sunat.gob.pe/ol-ti-itmoddatrucl/RTAAMA.html>

- Sunat (Superintendencia Nacional de Administración Tributaria). (2017b). *Contribuyentes inscritos según régimen tributario y cantidad de afiliados a Essalud, 1997-2017 (miles de contribuyentes)*. Nota Tributaria 48. Lima.
- Sunat (Superintendencia Nacional de Administración Tributaria). (27 de abril de 2017c). *Régimen Especial del Impuesto a la Renta*. Recuperado de <http://orientacion.sunat.gob.pe/index.php/empresas-menu/impuesto-a-la-renta-empresas/regimen-especial-del-impuesto-a-la-renta-empresas/2932-concepto-del-regimen-especial>
- Sunat (Superintendencia Nacional de Administración Tributaria). (27 de octubre de 2017d). *Zofratacna*. Recuperado de <http://www.sunat.gob.pe/legislacion/oficios/2008/oficios/i0532008.htm>
- World Bank. (2010). *Paying taxes 2010 – The global picture*. Washington D. C.: International Finance Corporation & PriceWaterhouseCoopers.
- World Bank. (2016). *Paying taxes 2016 – The global picture*. Washington D. C.: The World Bank Group & PriceWaterhouseCoopers.

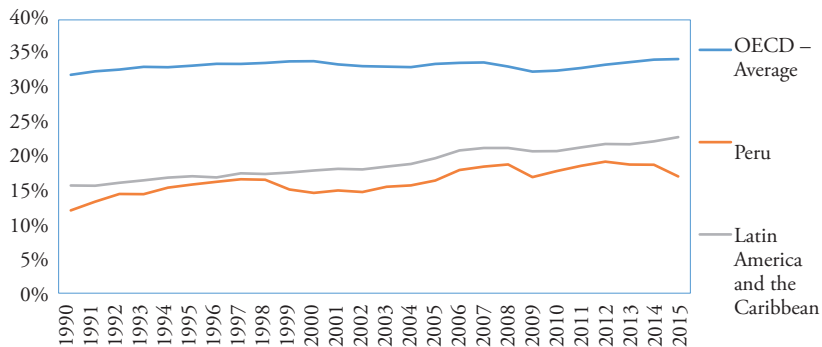
Anexos

Anexo 1
Presión tributaria (%), 1990-2015



Fuente: OECD (2017). Elaboración propia.

Anexo 2
Presión tributaria (%), 1990-2015



Fuente: OECD (2017). Elaboración propia.

Anexo 3

Participación del sector informal en el PIB por actividad económica

Sector	Participación
Agropecuario	89%
Restaurantes y alojamiento	47%
Transporte	37%
Comercio	32%
Construcción	25%
Manufactura	13%
Otros servicios	8%
Minería	2%

Fuente: INEI (2017). Elaboración propia.

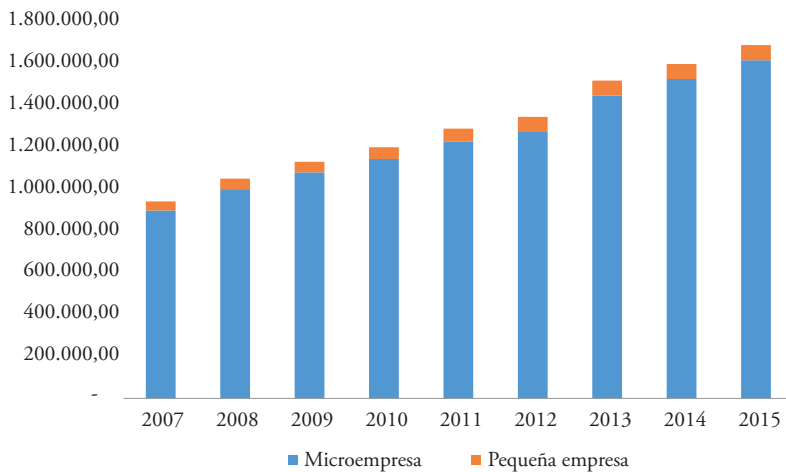
Anexo 4

Empleo informal según sector

Año	Empleo informal	Empleo informal Sector informal	Empleo informal Sector formal
2007	79,9%	61,5%	18,3%
2008	79,1%	60,6%	18,5%
2009	77,2%	59,5%	17,7%
2010	77,1%	59,4%	17,7%
2011	75,0%	58,3%	16,7%
2012	74,3%	57,0%	17,3%

Fuente: INEI (2017). Elaboración propia.

Anexo 5 Evolución de las mypes, 2007-2015



Fuente: Sunat (2017). Elaboración propia.

Anexo 6 Fiscalización

País	Fiscalización parcial		Fiscalización parcial electrónica		Fiscalización definitiva	
	Número de contribuyentes verificados	Verificados / contribuyentes activos	Número de contribuyentes verificados	Verificados / contribuyentes activos	Número de contribuyentes verificados	Verificados / contribuyentes activos
Argentina	78.632	1,7%	74.500	1,6%	18.396	0,4%
Bolivia	844	n. d.	5.773	n. d.	52	n. d.
Brasil	23.198	0,0%	n. d.	n. d.	23.198	0,0%
Chile	225.524	5,9%	565.373	14,8%	7.693	0,2%
Colombia	6.948	0,1%	8.676	n. d.	38.373	n. d.
Costa Rica	n. d.	n. d.	1.633	0,3%	635	0,1%
República Dominicana	6.122	4,2%	5.261	3,6%	268	0,2%
Ecuador	159.290	10,0%	19.352	1,2%	626	0,0%
El Salvador	180	0,0%	5.383	1,0%	572	0,1%
Guatemala	62.826	10,0%	5.739	0,9%	4.789	0,8%
Honduras	36.189	28,9%	n. d.	n. d.	175	0,1%
México	75.313	0,2%	57.820	0,2%	26.465	0,1%
Nicaragua	1.249	0,7%	119.202	66,9%	165	0,1%
Panamá	153	0,1%	n. d.	n. d.	413	0,2%
Paraguay	n. d.	n. d.	3.081	0,7%	n. d.	n. d.

Interpolación del área distorsionada por el cambio de impuesto marginal entre el Régimen General y el Régimen Especial en la distribución de conjunta de contribuyentes

País	Fiscalización parcial		Fiscalización parcial electrónica		Fiscalización definitiva	
	Número de contribuyentes verificados	Verificados / contribuyentes activos	Número de contribuyentes verificados	Verificados / contribuyentes activos	Número de contribuyentes verificados	Verificados / contribuyentes activos
Perú	5.218	0,1%	102.193	2,0%	1.738	0,0%
Uruguay	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
Promedio	n. d.	4,8%	n. d.	8,5%	n. d.	0,2%

Fuente: Díaz *et al.* (2013). Elaboración propia.

Anexo 7
Número de condenas relacionadas con crímenes de defraudación tributaria

País	2006	2007	2008	2009	2010
Argentina	36	39	38	7	12
Bolivia	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
Brasil	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
Chile	20	33	79	240	113
Colombia	388	353	389	316	310
Costa Rica	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
Ecuador	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
El Salvador	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
Guatemala	n. d.	4	8	7	12
Honduras	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
México	448	423	338	414	310
Nicaragua	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
Panamá	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
Paraguay	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
Perú	10	19	37	5	3
República Dominicana	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.	n. d.
Uruguay	n. d.	n. d.	n. d.	9	9

Fuente: Díaz *et al.* (2013). Elaboración propia.

Anexo 8
Porcentaje de la población que confía en el gasto público

País	2003	2005	2011
Argentina	18%	24%	29%
Bolivia	13%	15%	24%
Brasil	19%	13%	14%
Chile	31%	41%	33%
Colombia	12%	22%	15%
Costa Rica	17%	12%	16%
Ecuador	7%	12%	38%
El Salvador	26%	32%	22%

Interpolación del área distorsionada por el cambio de impuesto marginal entre el Régimen General y el Régimen Especial en la distribución de conjunta de contribuyentes

País	2003	2005	2011
Guatemala	11%	15%	16%
Honduras	29%	21%	18%
México	9%	15%	16%
Nicaragua	21%	16%	50%
Panamá	15%	14%	43%
Paraguay	4%	18%	21%
Perú	10%	11%	13%
República Dominicana	n. d.	25%	16%
Uruguay	15%	56%	51%
Venezuela	20%	43%	41%

Fuente: Cepal (2011). Elaboración propia.

Anexo 9 Sensibilidad según región contrafactual (2014)²⁰

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
450,54 (93,82)	S/ 1.350	S/ 170.100	S/ 40.500	3
470,61 (96,99)	S/ 1.350	S/ 178.200	S/ 40.500	3
506,64 (89,91)	S/ 1.350	S/ 186.300	S/ 40.500	3
501,84 (90,63)	S/ 1.350	S/ 194.400	S/ 40.500	3
496,21 (88,94)	S/ 1.350	S/ 202.500	S/ 40.500	3
496,74 (86,58)	S/ 1.350	S/ 210.600	S/ 40.500	3
492,14 (90,25)	S/ 1.350	S/ 218.700	S/ 40.500	3
482,87 (86,03)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	3

Elaboración propia.

²⁰ $\delta = S/ 1.350$.

Anexo 10
Sensibilidad según región excluida (2014)²¹

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
177,17 (39,05)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 8.100	3
217,55 (53,75)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 16.200	3
284,00 (66,74)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 24.300	3
364,42 (68,24)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 32.400	3
482,87 (88,82)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	3
555,15 (94,10)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 48.600	3
509,23 (113,55)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 56.700	3
588,48 (124,81)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 64.800	3

Elaboración propia.

Anexo 11
Sensibilidad según región excluida (2014)²²

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
207,30 (39,55)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 8.100	3
220,61 (57,63)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 16.200	3
300,25 (68,60)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 24.300	3
365,48 (73,74)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 32.400	3

²¹ $\delta = S/ 1.350$.

²² $\delta = S/ 2.700$.

Interpolación del área distorsionada por el cambio de impuesto marginal entre el Régimen General y el Régimen Especial en la distribución de conjunta de contribuyentes

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
505,39 (86,64)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	3
585,97 (97,87)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 48.600	3
562,17 (112,30)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 56.700	3
623,06 (127,55)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 64.800	3

Elaboración propia.

Anexo 12 **Sensibilidad según región excluida (2014)²³**

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
141,79 (41,32)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 8.100	3
217,48 (55,66)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 16.200	3
279,38 (65,78)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 24.300	3
365,75 (78,58)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 32.400	3
502,12 (105,14)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	3
518,04 (88,76)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 48.600	3
500,64 (109,99)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 56.700	3
552,73 (117,10)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 64.800	3

Elaboración propia.

²³ $\delta = S/ 4.050$.

Anexo 13
Sensibilidad según grado del polinomio (2014)²⁴

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
482,86 (96,85)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	2
482,86 (77,86)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	3
450,22 (104,56)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	4
450,22 (104,10)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	5
226,65 (136,02)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	6

Elaboración propia.

Anexo 14
Sensibilidad según grado del polinomio (2014)²⁵

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
505,39 (89,15)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	2
505,39 (82,11)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	3
451,38 (108,46)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	4
451,38 (102,47)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	5
261,23 (119,82)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	6

Elaboración propia.

²⁴ $\delta = S/ 1.350$.

²⁵ $\delta = S/ 2.700$.

Anexo 15 Sensibilidad según grado del polinomio (2014)²⁶

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
502,12 (86,07)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	2
502,12 (90,82)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	3
471,13 (107,18)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	4
471,13 (111,42)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	5
276,59 (129,58)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	6

Elaboración propia.

Anexo 16 Sensibilidad según región excluida (2015)²⁷

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
394,59 (43,33)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 8.100	3
466,34 (61,45)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 16.200	3
536,84 (63,46)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 24.300	3
642,04 (83,58)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 32.400	3
641,18 (96,51)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	3
654,46 (96,81)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 48.600	3
660,12 (114,76)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 56.700	3

²⁶ $\delta = S/ 4.050$.

²⁷ $\delta = S/ 1.350$.

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
674,39 (112,46)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 64.800	3

Elaboración propia.

Anexo 17 **Sensibilidad según región excluida (2015)²⁸**

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
428,26 (46,50)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 8.100	3
480,65 (56,76)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 16.200	3
555,24 (71,51)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 24.300	3
652,67 (75,77)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 32.400	3
649,05 (91,90)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	3
666,21 (103,40)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 48.600	3
655,72 (104,71)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 56.700	3
664,62 (125,88)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 64.800	3

Elaboración propia.

²⁸ $\delta = S/ 2.700$.

Anexo 18
Sensibilidad según región excluida (2015)²⁹

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
388,15 (44,63)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 8.100	3
431,42 (60,12)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 16.200	3
503,81 (74,18)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 24.300	3
624,93 (81,57)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 32.400	3
608,79 (95,97)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	3
674,16 (105,48)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 48.600	3
649,45 (114,96)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 56.700	3
654,16 (135,10)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 64.800	3

Elaboración propia.

Anexo 19
Sensibilidad según grado del polinomio (2015)³⁰

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
641,18 (88,03)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	2
641,18 (86,53)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	3
466,68 (107,80)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	4
466,68 (106,52)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	5

²⁹ $\delta = S/ 4.050$.

³⁰ $\delta = S/ 1.350$.

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
522,20 (144,16)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	6

Elaboración propia.

Anexo 20 **Sensibilidad según grado del polinomio (2015)³¹**

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
649,05 (91,82)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	2
649,05 (95,69)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	3
488,65 (102,24)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	4
488,65 (107,30)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	5
550,23 (129,03)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	6

Elaboración propia.

Anexo 21 **Sensibilidad según grado del polinomio (2015)³²**

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
608,79 (93,49)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	2
608,79 (94,87)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	3
438,09 (101,01)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	4

³¹ $\delta = S/ 2.700.$

³² $\delta = S/ 4.050.$

Interpolación del área distorsionada por el cambio de impuesto marginal entre el Régimen General y el Régimen Especial en la distribución de conjunta de contribuyentes

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
438,09 (118,81)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	5
494,87 (137,52)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	6

Elaboración propia.

Anexo 22 **Sensibilidad según región excluida (2016)³³**

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
196,75 (38,77)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 8.100	3
346,42 (57,92)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 16.200	3
463,28 (76,65)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 24.300	3
485,68 (82,86)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 32.400	3
542,52 (86,18)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	3
598,67 (112,32)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 48.600	3
600,82 (108,59)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 56.700	3
534,68 (135,48)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 64.800	3

Elaboración propia.

³³ $\delta = S/ 1.350$.

Anexo 23
Sensibilidad según región excluida (2016)³⁴

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
428,26 (46,50)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 8.100	3
480,65 (56,76)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 16.200	3
555,24 (71,51)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 24.300	3
652,67 (75,77)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 32.400	3
649,05 (91,90)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	3
666,21 (103,40)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 48.600	3
655,72 (104,71)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 56.700	3
664,62 (125,88)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 64.800	3

Elaboración propia.

Anexo 24
Sensibilidad según región excluida (2016)³⁵

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
195,34 (46,91)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 8.100	3
358,89 (55,01)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 16.200	3
454,96 (77,35)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 24.300	3
498,01 (80,44)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 32.400	3

³⁴ $\delta = S/ 2.700$.

³⁵ $\delta = S/ 4.050$.

Interpolación del área distorsionada por el cambio de impuesto marginal entre el Régimen General y el Régimen Especial en la distribución de conjunta de contribuyentes

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
521,63 (94,22)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	3
579,45 (109,87)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 48.600	3
577,44 (114,74)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 56.700	3
495,87 (131,31)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 64.800	3

Elaboración propia.

Anexo 25 **Sensibilidad según grado del polinomio (2016)³⁶**

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
542,52 (89,34)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	2
542,52 (97,14)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	3
416,80 (110,12)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	4
416,80 (115,60)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	5
333,64 (130,56)	S/ 1.350	S/ 226.800	S/ 40.500	6

Elaboración propia.

³⁶ $\delta = S/ 1.350$.

Anexo 26
Sensibilidad según grado del polinomio (2016)³⁷

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
567,74 (94,81)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	2
567,74 (86,51)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	3
450,86 (107,04)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	4
450,86 (110,11)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	5
365,66 (138,60)	S/ 2.700	S/ 226.800	S/ 40.500	6

Elaboración propia.

Anexo 27
Sensibilidad según grado del polinomio (2016)³⁸

<i>Marginal bunchers</i>	Ancho del intervalo	Región contrafactual	Ventana de <i>bunching</i>	Grado del polinomio
521,63 (84,87)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	2
521,63 (101,31)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	3
376,74 (120,96)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	4
376,74 (112,58)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	5
309,03 (137,31)	S/ 4.050	S/ 226.800	S/ 40.500	6

Elaboración propia.

³⁷ $\delta = S/ 2.700.$

³⁸ $\delta = S/ 4.050.$