



Munich Personal RePEc Archive

The impact of the Bono de Desarrollo Humano in the expenditure for undesirable goods: A regression discontinuity analysis

Nabernegg, Markus

6 August 2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/41295/>
MPRA Paper No. 41295, posted 20 Sep 2012 00:29 UTC

El impacto del BDH en el gasto de bienes no deseados: Un análisis de regresión discontinua

Markus Nabernegg*

Resumen

Los programas de transferencias directas condicionadas (CCT) ganan cada vez más peso en las políticas públicas de países latinoamericanos. Aunque existe una amplia literatura sobre el impacto de esos programas en la tasa de matriculación escolar, la disminución en el trabajo infantil y el mejoramiento del estado de salud, no hay trabajos extensos en el posible mal uso de los beneficios. Ese paper investiga el impacto del programa ecuatoriano *Bono de Desarrollo Humano (BDH)* en el gasto para cigarrillos, alcohol y celulares. Con los datos de la Encuesta de Condiciones de Vida del año 2006 construyo un cuasi-experimento gracias a la regla de asignación para el BDH (índice Selben) con el método de la regresión discontinua. Los resultados demuestran que no existe un efecto del BDH en el gasto de bienes no deseados (ni en gasto per capita, ni en proporción del gasto total) para hogares al rededor del corte entre segundo y tercer quintil del índice Selben, y muy probablemente tampoco para hogares más pobres. Eso respalda el buen diseño de la regla de asignación.

1. Introducción

Unas de las tendencias más fuertes y prometedoras de políticas públicas en América Latina ha sido el auge de programas de transferencias directas condicionadas (CCTs por su nombre *conditional cash transfers* en inglés). En varios países¹ se han implementado estos programas para mejorar la situación económica de los grupos sociales más bajos. La gran mayoría de estos programas tienen como meta el aumento de la escolaridad básica y el mejoramiento del estado de salud de los niños de estos hogares. Por eso, algunos programas monitorean que el dinero transferido se use exclusivamente para estas metas. Sin embargo, en Ecuador, para recibir el Bono de Desarrollo Humano (BDH) no se tiene que comprobar el destino del dinero recibido. Mientras varios trabajos de evaluación comprueban la eficiencia del programa en la tasa de matriculación escolar, la disminución en el trabajo infantil y el mejoramiento del estado de salud (p. ej. Maluccio and Flores, 2004; Schady and Araujo, 2006; Paxson and Schady, 2007; Oosterbeek et al., 2008; Ponce and Bedi, 2010), estudios sobre el posible mal uso de estas transferencias son raras (resultados residuales sobre el programa Progresas se encuentran en Attanasio and Lechene (2002) y Rubalcava et al. (2004)). Encontrar un posible impacto del BDH en el aumento del gasto para bienes no deseados (p. ej. cigarrillos o alcohol) podría cuestionar la eficiencia del programa. Por otro lado, si no hay efecto en el gasto para estos bienes los resultados ayudan a resistir a voces críticas que proclaman que el programa incentiva el mal uso de la transferencia.

En la próxima sección presento una breve revisión de literatura que evidencia el impacto positivo de programas CCTs a nivel de América Latina y para Ecuador en especial en algunas dimensiones. Sección tres introduce la metodología de la investigación. Voy a usar el método de la regresión discontinua como estrategia de identificación. Debido a que la elegibilidad de

*FLACSO Ecuador, La Pradera E7-174 y Av. Diego de Almagro, Quito - Ecuador, mnabernegg@flacso.org.ec

¹ Por ejemplo: *Brasil*: Bolsa Escolar (desde 1995), *México*: Progresas-Oportunidades (desde 1997), *Honduras*: PRAF (desde 1998), *Nicaragua*: Red de Protección Social (desde 2000). Para un resumen detallado vea Ponce and Bedi (2010).

recibir el BDH depende de un índice de necesidades básicas insatisfechas llamado Selben y una clara regla de asignación (familias en el primero y segundo quintil pueden aplicar al BDH), se puede usar ese corte como un cuasi-experimento al rededor del límite entre el segundo y tercer quintil. La fuente de datos es la Encuesta de Condiciones de Vida del año 2006 que contiene información a nivel de hogares sobre los determinantes del índice Selben, las características de los hogares y el gasto para varios bienes, entre ellos cigarrillos, alcohol y celular.

Los resultados de la sección cuatro indican que no hay un impacto del BDH en el consumo de bienes no deseados al rededor del punto de corte. Con una estimación de dos etapas y con un instrumento para la asignación del BDH suficientemente fuerte ninguno de los coeficientes de interés muestra significancia. El resultado se comprueba con dos medidas del consumo de bienes no deseados. Como no existe impacto en el límite entre segundo y tercer quintil, la probabilidad de un efecto significativo en los estratos más bajos es aún más pequeña. Esto implica que los argumentos de los incentivos negativos no aplica para el programa y que el punto de corte para la regla de asignación está bien diseñado.

2. Revisión de Literatura

El impacto de CCTs ha sido investigado intensamente en toda América Latina: Para México, Skoufias and McClafferty (2001) encuentran que el programa Progresá incrementa la tasa promedio escolar por 0.7 años, y estiman que debido a este incremento en la escolaridad, niños en hogares que reciben Progresá pueden aumentar sus ingresos salariales al promedio por 8 por ciento durante toda su vida. Además, niños del grupo de tratamiento tienen una incidencia de enfermedades de 19 por ciento más bajo al promedio, y reportan un mayor consumo de calorías y comidas diversas. En cambio, no encuentran efecto negativo en la oferta de trabajo de los hogares que reciben Progresá y concluyen que el programa no crea dependencias negativas. Los autores usan un diseño de diferencias en diferencias para el periodo de 1997 y 1999. Schultz (2004), usando un diseño experimental con diferencias en diferencias encuentra un incremento en la matriculación escolar sobre todo a nivel secundario (9.2 por ciento para niñas y 6.2 por ciento para niños al promedio). Dos estudios sobre Progresá han tratado del tema del gasto en bienes no deseados en el de paso: Attanasio and Lechene (2002) investigan la influencia de los cambios en la distribución dentro del hogar gracias a Progresá (la transferencia se hace a las mujeres del hogar) en las decisiones del hogar y encuentran que una proporción más alta de los ingresos totales en manos de la mujer está asociado con más gastos en salud y educación y menos gastos en alcohol y tabaco. Con el mismo objetivo de evaluar los impactos de un cambio en la distribución de los ingresos entre mujeres y hombres dentro del hogar, Rubalcava et al. (2004) no encuentran un efecto significativo en el consumo de alcohol y tabaco.

Para Nicaragua, Maluccio and Flores (2004) demuestran con diferencias en diferencias, basado en un experimento aleatorio, que el programa Red de Protección Social incrementa la tasa escolar en 18 por ciento para niños entre 7 y 13 años y que disminuye la incidencia del trabajo infantil en 5 por ciento.

También para el programa ecuatoriano del BDH, varios estudios reportan impactos positivos: Schady and Araujo (2006), usando un diseño de evaluación experimental, encuentran que el BDH incrementa la matriculación escolar en 10 puntos porcentuales para niños de 6 a 17 años y que reduce el trabajo infantil en 17 puntos porcentuales al promedio. Refinando estos resultados, el estudio de Ponce (2008) restringe el impacto positivo al quintil uno, mientras el efecto para el quintil dos es insignificante. Sin embargo, encuentra que familias al rededor del corte de elegibilidad (entre quintil dos y tres) que reciben el BDH gastan al promedio 25 por ciento más en alimentación, y 46 por ciento más en educación que familias que no reciben el BDH. El último resultado obtiene el autor con el método de la regresión discontinua. León and Younger (2007) usan un método de variables instrumentales para demostrar que el Bono Solidario (programa antecesor del BDH) tiene un efecto positivo pequeño pero significativo en la nutrición de niños. Según Ponce and Bedi (2010), que usan una regresión discontinua, no hay impacto del BDH en habilidades cognitivas. Fernald and Hidrobo (2011) encuentran un impacto

positivo del BDH en zonas rurales en las habilidades comunicativas para niños pequeños entre 12 y 35 meses, pero no encuentran impacto en otras medidas de desarrollo infantil.

3. Metodología

3.1. El diseño del BDH

En el año 2003 el *Bono Solidario* (basado en una estrategia de auto-focalización) y la *Beca Escolar* fueron fusionados bajo el de diseño de carácter CCT llamado *Bono de Desarrollo Humano* (BDH)². El objetivo principal de ese programa es la formación de capital humano entre familias pobres en Ecuador, por lo tanto educación y salud son dos componentes del programa, donde el componente de educación requiere que niños entre 6 y 15 años estén matriculados en la escuela o el colegio y que asistan a por lo menos 90 por ciento de clases. El componente de salud requiere que niños menores a los seis años asistan a chequeos médicos cada dos meses (Ponce, 2008).

Para el año 2006, que es el periodo de esta evaluación, el monto de transferencia fue de USD 15/mes por hogar, independiente del número de niños en el hogar, lo que representaba entre 6 y 10 por ciento de los ingresos de un hogar promedio ubicado en los dos quintiles más pobres (Fernald and Hidrobo, 2011). Para identificar los quintiles más pobres se utilizó el índice de bienestar establecido por el Sistema de Identificación y Selección de Beneficiarios de Programas Sociales (Selben). Este índice incluye varios parámetros de necesidades básicas insatisfechas (p.ej. características del hogar, condiciones de vida, disponibilidad de bienes, etc.) y transforma estos parámetros en un valor entre 0 y 100. Solo hogares que tienen menos que 50.65 puntos en el índice Selben (los quintiles uno y dos) son elegibles para recibir el BDH. La identificación de los hogares con el índice Selben y la clara línea de corte para la elegibilidad permite usar el método de la regresión discontinua como estrategia de identificación.

3.2. El modelo de regresión discontinua³

El diseño de la regresión discontinua (RD) aprovecha el conocimiento exacto de una regla que determina un tratamiento y se basa en la idea de que esa regla puede simular un buen experimento y así construir un contrafactual. En nuestro caso la regla de asignación es el puntaje en el índice Selben y el tratamiento es recibir el BDH. En el primer paso supongamos que el estatus de tratamiento es una función determinista y discontinua (y por lo tanto *exógena*) del índice Selben⁴:

$$T_i = \begin{cases} 1 & \text{si } x_i \leq x_0 \\ 0 & \text{si } x_i > x_0 \end{cases} \quad (1)$$

donde x_0 representa el corte de 50.65 puntos. El tratamiento es una función discontinua de x_i porque no importa que tan cerca x_i llega a x_0 , el tratamiento no cambia hasta $x_i = x_0$. Si describimos los posibles resultados con

² Fernald and Hidrobo (2011, p. 1438) comentan, que el carácter condicional de beneficios es lo que distingue CCTs de otros programas distributivos, como las transferencias directas incondicionadas (UCTs, *unconditional cash transfers*), donde familias reciben beneficios porque el hogar cae debajo de cierto corte de ingreso o porque vive en zonas geográficas focalizadas. UCTs asumen que los padres tienen una restricción de ingresos y no tienen suficiente dinero para enfrentar las necesidades familiares más críticas (p.ej. alimentación o tratamientos médicos). Un incremento en el poder adquisitivo les permite a los padres escoger los bienes que quieren adquirir y así decidir sobre la cantidad y calidad de sus compras. Dado que UCTs no monitorean el comportamiento de los hogares estos programas son menos complejos para operar y más fáciles de implementar que CCTs. En este sentido, el BDH es más parecido a un UCT debido a la falta de un monitoreo de los requisitos establecidos en el programa.

³ El presente modelo se basa en las elaboraciones de modelos de Angrist and Pischke (2009), Lee and Lemieux (2009) y Ponce and Bedi (2010).

⁴ Bajo estas circunstancias, que los hogares fueran asignados solamente en base al índice Selben, se utiliza el método de *sharp RD*. Sin embargo, ese supuesto no es muy probable y por eso será relajado más abajo.

$$E[y_{0i} | x_i] = \alpha + \beta_1 x_i$$

$$y_{1i} = y_{0i} + \gamma$$

el modelo de una regresión lineal con mínimos cuadrados ordinarios (MCO) es

$$y_i = \alpha + \beta_1 x_i + \gamma T_i + u_i \quad (2)$$

con y_i la variable de interés (consumo de cigarrillos, alcohol, etc.), γ es el coeficiente del tratamiento y u_i el residuo. Como la participación en el tratamiento no viene de un experimento aleatorio (el objetivo es enfocarlo a los pobres), es probable que T_i está correlacionado negativamente con u_i y que los estimadores de MCO son sesgados. Sin embargo, si asumimos que las características no observables varían al rededor de x_0 de una forma continua, la regla de asignación replica un experimento aleatorio para el tratamiento en el intervalo de $[x_0 - \varepsilon, x_0 + \varepsilon]$ para un número pequeño positivo ε . Por lo tanto, es probable que hogares dentro del intervalo tienen características observadas y no observadas parecidas y γ representa el efecto *causal* del tratamiento en la variable de interés cuando la muestra está restringida al intervalo.

Si la relación $E[y_{0i} | x_i]$ es no-lineal, la especificación lineal llevaría a estimadores sesgados. Una especificación con un polinomio de tercer grado puede reducir el riesgo de una mala especificación:

$$y_i = \alpha + \sum_{j=1}^3 \beta_j x_i^j + \gamma T_i + u_i \quad (3)$$

Para el caso del BDH no es probable que el tratamiento es una función determinista de x_i , más bien hay un alto grado de contaminación en la muestra. Eso quiere decir que hogares que tienen un x_i más alto que 50.65 reciben el BDH y que también hogares con un x_i menor que 50.65 no reciben el BDH.⁵ En este caso, que el tratamiento es una función *estocástica* de x_i , se utiliza el diseño *fuzzy*, donde la discontinuidad es una variable instrumental (IV) para el estatus del tratamiento y se utiliza la estimación de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E). El salto en la probabilidad se puede formalizar como

$$P(T_i = 1 | x_i) = \begin{cases} g_1(x_i) & \text{si } x_i \leq x_0 \\ g_0(x_i) & \text{si } x_i > x_0 \end{cases}, \text{ donde } g_1(x_0) \neq g_0(x_0) \quad (4)$$

donde g_0 y g_1 pueden representar cualquier función mientras difieran en x_0 . En nuestro caso esas funciones son los polinomios de tercer orden y se obtiene la ecuación de primer paso

$$T_i = c_i \lambda + \sum_{j=1}^3 \theta_j x_i^j + \eta z_i + v_i \quad (5)$$

donde la participación en el BDH depende del polinomio del puntaje en el índice Selben, diferentes variables de control (c_i) y una variable instrumental z_i , que en nuestro caso es una variable dicotómica tal que

$$z_i = 1(x_i \leq x_0).$$

El instrumento se basa en la regla de asignación al tratamiento y por lo tanto debe tener una alta correlación con la participación real en el tratamiento ($E[z_i | x_i] \neq 0$). Además, tenemos que asumir que las características no observables no estén relacionadas con el instrumento al rededor de del corte ($E[z_i \cdot u_i | c_i, x_i] = 0$). Con la segunda ecuación se obtiene los estimadores consistentes del efecto del tratamiento:

$$y_i = c_i \rho + \sum_{j=1}^3 \beta_j x_i^j + \gamma \hat{T}_i + u_i \quad (6)$$

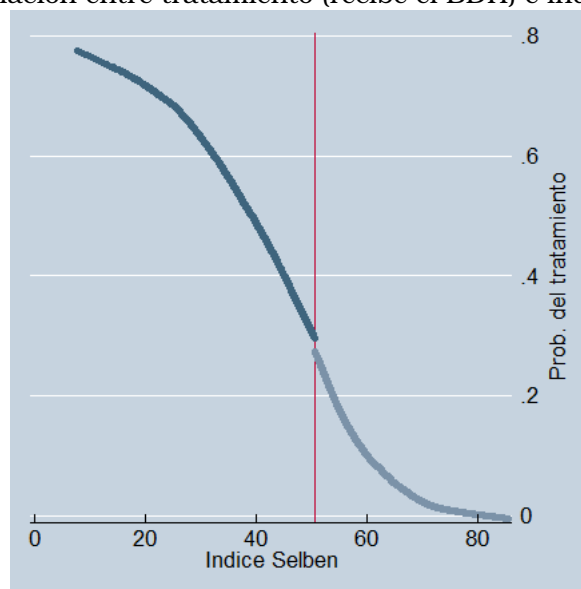
donde \hat{T}_i viene de (5). Los estimadores de (6) representan el efecto promedio local del tratamiento al rededor del punto de discontinuidad, y por lo tanto el efecto del tratamiento para todos aquellos que su participación fue influenciada por la regla de asignación.

⁵ Ver sección 3.3.

Tab. 1: Regla de asignación y estatus del tratamiento

<i>Estatus de Tratamiento</i>	<i>Selben</i>		total
	>50.65	≤50.65	
no recibe BDH	6,174	3,394	9,568
recibe BDH	847	3,166	4,013
total	7,021	6,560	13,581

Fig. 1: Relación entre tratamiento (recibe el BDH) e índice Selben



3.3. Datos

Los datos para este paper provienen de la última Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) del año 2006 que contiene información sobre ingresos, condiciones de vivienda, escolaridad, el BDH, gastos para diferentes bienes de consumo etc. a nivel nacional (menos la región insular). La muestra contiene 128 sectores con un tamaño total de 13.536 viviendas, y la unidad de análisis es el hogar. La encuesta tiene toda la información que permite reconstruir el índice Selben para cada hogar. Tabla 1 muestra la relación entre la elegibilidad para el BDH y el estatus del tratamiento (=recibir el BDH) observado. La regla de asignación no es para nada marcado: Mientras 847 hogares (6 por ciento) reciben el BDH aunque no son elegibles, 3394 hogares (25 por ciento) no reciben el BDH aunque podrían acceder al programa. El programa sufre entonces de contaminación y se tiene que aplicar el diseño *fuzzy*. Sin embargo, la probabilidad de recibir el BDH es 5 por ciento más alto para hogares que tienen un índice menor a 50.65. También en la figura 1 podemos observar que la probabilidad de recibir el BDH baja con el aumento en el índice Selben, y que hay un corte justo en el puntaje 50.65, lo que deja esperar que se puede aplicar el método RD.

Tabla 2 presenta estadísticas descriptivas de toda la muestra sobre variables de interés separados por no beneficiarios y beneficiarios. Hay diferencias significativas en las características de los hogares en la escolaridad, la etnia del jefe de hogar, el número de niños y en la ubicación de los hogares (urbano/rural). Las variables de interés son las que representan un gasto en bienes no deseados. La ECV tiene información sobre el gasto total bisemanal, el gasto semanal

Tab. 2: Estadísticas descriptivas para toda la muestra

	No beneficiarios (T=0)	Beneficiarios (T=1)	Diferencia
Selben	61.32415 (.0907)	39.90711 (.0944)	21.41703 (.1309)***
Escolaridad	10.32705 (.0603)	6.190198 (.0483)	4.136851 (.0780)***
Indígena	.0297885 (.0020)	.1527439 (.0044)	-.1229554 (.0048)***
Numero de niños	1.368186 (.0160)	2.329878 (.0231)	-.9616922 (.0280)***
Urbano	.8092046 (.0047)	.3942073 (.006)	.4149973 (.0076)***
ln (gasto total per capita)	3.610124 (.0088)	2.93657 (.010)	.6735538 (.0135)***
ln (gasto en cigarrillos)	-.1201633 (.02959)	-.2878976 (.03556)	.1677343 (.0471)***
ln (gasto en cerveza)	.6721631 (.02553)	.6855009 (.02738)	-.0133378 (.0380)
ln (gasto otro alcohol)	1.066984 (.02766)	.5435134 (.02644)	.5234706 (.0383)***
ln (gasto en celular)	1.396129 (.01302)	.6805988 (.01607)	.7155304 (.02163)***

Errores de estándar en paréntesis

*** Significativo al nivel de 1 por ciento

en cigarrillos, cerveza, otro tipo de alcohol (medido en gasto mensual) y celulares. Mientras un gasto en los primeros tres bienes es claramente un gasto no deseado, el cuarto puede tener efectos positivos (p.ej. puede ser útil para encontrar contactos ventajosos), pero no coincide con los objetivos del programa. Los diferentes gastos están representados en valores bisemanales logarítmicos per capita, para los miembros del hogar afectados (gasto en cigarrillos, cerveza y otro alcohol se dividen para el número de personas en el hogar mayores a 15 años; gasto en celular se divide para todas las personas en el hogar). Hogares beneficiarios tienen un comportamiento de gasto diferente al de hogares no beneficiarios: Los gastos en cigarrillos, alcohol (sin cerveza) y celular son significativamente más altos en hogares no beneficiarios que en hogares que reciben el BDH. El gasto en cerveza no es significativamente distinto en los dos grupos. Las diferencias en las características de los hogares refleja la estrategia de la focalización del programa. Sin embargo, para obtener estimadores insesgados hay que controlar para estas características. El funcionamiento de la estrategia de identificación requiere que estas características deben ser parecidas y continuas al rededor del punto de corte. Tabla 8 en el Anexo indica que las diferencias en el promedio son no significantes para estas características observables al rededor de ± 1 punto del índice Selben. Sin embargo, extendiendo el intervalo a ± 2 y ± 3 puntos observamos ya diferencias significativas, lo que indica que la interpretación de los resultados se restringe a un intervalo estrecho al rededor del corte entre segundo y tercer quintil.

4. Resultados

Estimadores con MCO

El primer modelo estima el efecto de la participación en el BDH en el gasto por bienes no deseados con mínimos cuadrados ordinarios. Tabla 4 contiene cuatro especificaciones para estimadores en el gasto para cigarrillos. Especificación 1 incluye solo el polinomio del índice Selben del hogar. Especificación 2 incluye además el sexo y la edad del jefe de hogar. Especificación 3 añade otras características del hogar, como la escolaridad del jefe de hogar, si el jefe es indígena, el número de niños entre 0 y 19 años en el hogar y si se encuentra en una zona rural o urbana. La cuarta y más completa especificación controla también para efectos fijos de las provincias. Como se puede observar, la correlación entre la participación entre el BDH y el gasto en cigarrillos es negativa, pero disminuye a medida que se aumenta variables de control observables. Eso significa que mucha de la diferencia en el gasto se puede explicar con estas variables, y se va a utilizar en las siguientes regresiones solo la especificación cuatro. Tabla 4 muestra que

Tab. 3: Estimadores MCO del BDH en el gasto en cigarrillos

	Especificación 1	Especificación 2	Especificación 3	Especificación 4
T	-0.326***	-0.314***	-0.110*	-0.118*
N	1583	1583	1579	1579
R ²	0.030	0.035	0.128	0.146

Variable dependiente: gasto semanal en el consumo de cigarrillos

Errores de estándar están corregidas por heteroscedasticidad

*** Significativo al nivel de 1 por ciento

** Significativo al nivel de 5 por ciento

* Significativo al nivel de 10 por ciento

Tab. 4: Estimadores MCO del BDH en el gasto de bienes no deseados

Variable dependiente	Cigarrillo	Cerveza	Otro alcohol	Celular
T	-0.118*	-0.079**	-0.161***	-0.163***
N	1579	2747	3027	6565
R ²	0.146	0.140	0.190	0.393

*** Significativo al nivel de 1 por ciento

** Significativo al nivel de 5 por ciento

* Significativo al nivel de 10 por ciento

la participación en el BDH está asociado con un (esperado) nivel menor de gasto en los cuatro bienes no deseados que se examina en este paper.

El problema de la estimación de MCO es que no controla por endogeneidad en la participación en el programa del BDH. Con un instrumento se puede identificar el impacto de la participación en el gasto.

Estimación de primera etapa

En la primera etapa se utiliza como instrumento para la participación en el programa la elegibilidad para recibir el BDH, y se obtiene los resultados de la tabla 5. Todas las especificaciones (con las mismas variables de control explicado arriba) demuestran que hay un efecto de la elegibilidad ($Selben \leq 50.65$) en la participación en el BDH, lo que se esperaba de la figura 1. El tamaño del incremento de la probabilidad de recibir el BDH si un hogar es elegible es de 4 a 5 puntos porcentuales con una alta significancia. También la estadística F es altamente significativa (en todas las especificaciones al nivel de 1 por ciento), lo que indica que se ha encontrado un buen instrumento.⁶

Estimación de segunda etapa

Cuadro 6 presenta los estimadores de la regresión IV para cada una de las variables de consumo. Aunque los signos para el gasto de cigarrillos y alcohol cambian en comparación a

⁶ De acuerdo con Ponce and Bedi (2010), una prueba más formalizada para inferencia con instrumentos débiles es el test Anderson-Rubin (AR), que prueba la significancia común de los regresores endógenos en la ecuación principal. Ese test es una alternativa a la estadística estándar t y robusto para instrumentos débiles. Las estadísticas AR son muy similares a las estadísticas t para todas las regresiones (siempre en especificación cuatro), lo que sugiere que los instrumentos no son débiles.

Tab. 5: Estimación de la participación con el instrumento

	Especificación 1	Especificación 2	Especificación 3	Especificación 4
Selben \leq 50.65	0.044***	0.041**	0.048***	0.046***
N	13274	13274	13208	13208
F	1414.624***	949.017***	638.905***	223.178***
R^2	0.221	0.224	0.271	0.284

Variable dependiente: participación en el BDH

Errores de estándar están corregidas por heteroscedasticidad

*** Significativo al nivel de 1 por ciento

** Significativo al nivel de 5 por ciento

* Significativo al nivel de 10 por ciento

Tab. 6: Estimadores IV del BDH en el gasto de bienes no deseados

Variable	Cigarrillo	Cerveza	Otro alcohol	Celular
T	0.475	3.323	0.241	-0.772
N	1579	2747	3027	6565

Errores de estándar están corregidas por heteroscedasticidad

*** Significativo al nivel de 1 por ciento

** Significativo al nivel de 5 por ciento

* Significativo al nivel de 10 por ciento

los estimadores de MCO (hogares beneficiarios del BDH gastan más para cigarrillos y alcohol, menos para celulares), ninguno de los estimadores es estadísticamente significativo. Como el instrumento parece ser adecuado, este resultado indica que no hay un impacto del BDH en el gasto para bienes no deseados para hogares en el límite del segundo quintil.

Estimación con proporciones de gastos

Para comprobar la robustez del resultado anterior voy a usar otra medida del gasto en bienes no deseados: La participación del gasto de esos bienes en el gasto total. Todos los gastos fueron convertidos en gastos bisemanales y la estimación de primera etapa es igual a la anterior. De nuevo, los signos cambian, pero los estimadores tampoco son significativos (ver tabla 9). Este resultado respalda el resultado anterior, que el BDH no tiene impacto al rededor del corte entre el quintil dos y tres.

5. Conclusiones

Los programas CCT ganan cada vez más peso en las políticas públicas de países latinoamericanos. Su meta es la acumulación del capital humano en la población más pobre, y por lo tanto el destino de la transferencia deben ser gastos en educación y en salud. Mientras varios estudios han investigado la eficiencia de los programas CCT en las metas directas, no hay estudios extensivos en el posible mal uso de los beneficios.

El objetivo de este paper es encontrar el impacto del programa ecuatoriano Bono de Desarrollo Humano en el gasto en bienes no deseados (cigarrillos, alcohol) o no previstas (celulares).

Tab. 7: Estimadores IV del BDH la participación del gasto de bienes no deseados en el gasto total

Variable	Cigarrillo	Cerveza	Otro alcohol	Celular
T	-0.155	0.602	0.026	-1.563
N	13028	13028	13028	13028

Errores de estándar están corregidas por heteroscedasticidad

*** Significativo al nivel de 1 por ciento

** Significativo al nivel de 5 por ciento

* Significativo al nivel de 10 por ciento

Para identificar el impacto utilicé el diseño del programa, que incluye una regla de asignación (índice Selben) y el punto de corte. Con el método de la regresión discontinua obtuve los estimadores de dos etapas para cada uno de los tipos de gasto, donde ninguno de los estimadores fue significativo. Este resultado concuerda con resultados para México de Attanasio and Lechene (2002) y Rubalcava et al. (2004). Debido a la estrategia de identificación se puede interpretar los estimadores solo al rededor del punto de corte (entre segundo y tercer quintil del índice Selben). Sin embargo, como no hay efecto en ese quintil, la probabilidad de que ser beneficiario del BDH tiene un impacto en el gasto para bienes no deseados es aún más pequeña para el quintil más bajo. Eso significa, que el diseño del BDH no incentiva el gasto para bienes no deseados y que la selección del punto de corte para la regla de asignación ha sido exitosa. Por consiguiente, los argumentos de quitar el BDH para los “ricos entre los pobres” debido al mal uso no son sustentables.

Referencias

- Angrist, J., Pischke, J., 2009. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton University Press.
- Attanasio, O., Lechene, V., 2002. Tests of income pooling in household decisions. *Review of economic dynamics* 5 (4), 720–748.
- Fernald, L., Hidrobo, M., 2011. Ecuador's cash transfer program (bono de desarrollo humano) and child development in infants and toddlers: A randomized effectiveness trial. *Social Science & Medicine*.
- Lee, D., Lemieux, T., 2009. Regression discontinuity designs in economics. *Nber Working Paper Series* 14723.
- León, M., Younger, S., 2007. Transfer payments, mothers' income and child health in Ecuador. *The Journal of Development Studies* 43 (6), 1126–1143.
- Maluccio, J. A., Flores, R., 2004. Impact evaluation of a conditional cash transfer program: The Nicaraguan red de protección social. *FCND Discussion paper No. 184*.
- Oosterbeek, H., Ponce, J., Schady, N., 2008. The impact of cash transfers on school enrollment: Evidence from Ecuador. *Policy Research Working Paper 4645*, The World Bank Development Research Group.
- Paxson, C., Schady, N., 2007. Does money matter? the effects of cash transfers on child health and development in rural Ecuador. *Policy Research Working Paper 4226*.
- Ponce, J., 2008. *Educational Policy and Performance: Evaluating the impact of targeted education programs in Ecuador*. Maastricht: Shaker Pub.

Ponce, J., Bedi, A., 2010. The impact of a cash transfer program on cognitive achievement: The 'bono de desarrollo humano' of Ecuador. *Economics of Education Review* 29 (1), 116–125.

Rubalcava, L., Teruel, G., Thomas, D., 2004. Spending, saving and public transfers paid to women. California Center for Population Research On-Line Working Paper Series CCPR-024-04.

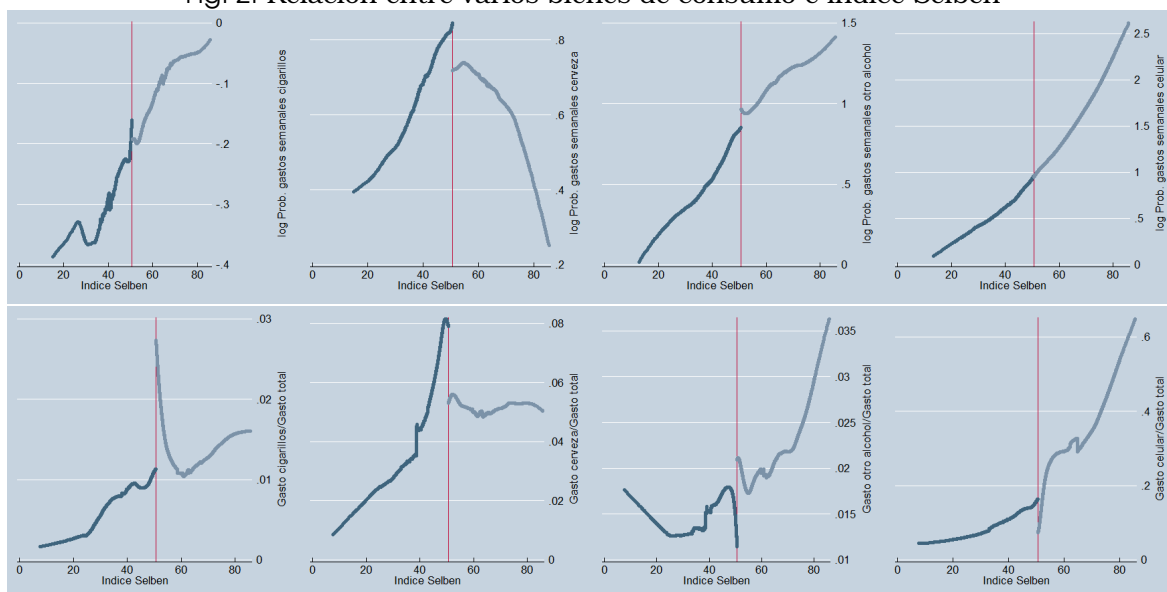
Schady, N., Araujo, M., 2006. Cash transfers, conditions, school enrollment, and child work: Evidence from a randomized experiment in Ecuador. Vol. 3930. World Bank Publications.

Schultz, T. P., 2004. School subsidies for the poor: evaluating the Mexican progresá poverty program. *Journal of Development Economics* 74 (1), 199–250.

Skoufias, E., McClafferty, B., 2001. Is progresá working? summary of the results of an evaluation by ifpri. Fcmd Discussion Paper No. 118.

Anexo

Fig. 2: Relación entre varios bienes de consumo e índice Selben



Tab. 8: Estadísticas descriptiva al rededor del corte

	Diferencia (± 1)	Diferencia (± 2)	Diferencia (± 3)
Escolaridad	.5071639 (.3166811)	.6945589 (.226292)***	.6910114 (.1868146)***
Indígena	-.0068845 (.0177058)	-.0164088 (.0121933)	-.0201481 (.010334)*
Numero de niños	-.0089933 (.1143566)	-.0650318 (.0802559)	-.1012158 (.0648618)
Urbano	.0351397 (.0347621)	.0478192 (.0246889)*	.0469211 (.0202623)**
N (min)	739	1463	2170

Errores de estándar en paréntesis

* Significativo al nivel de 10 por ciento

** Significativo al nivel de 5 por ciento

*** Significativo al nivel de 1 por ciento

Tab. 9: Estadísticas descriptiva de las participaciones en el gasto total

	No beneficiarios (T=0)	Beneficiarios (T=1)	Diferencia
Porcentaje Cigarrillos	.0126971 (.00168)	.008342 (.00083)	.0043551 (.00189)**
Porcentaje Cerveza	.0510636 (.00404)	.0473019 (.00772)	.0037617 (.00863)
Porcentaje Otro alcohol	.0198945 (.00238)	.0151868 (.00161)	.0047077 (.00289)
Porcentaje Celular	.2918664 (.03759)	.1100384 (.00795)	.1100384 (.00795)***

Errores de estándar en paréntesis

* Significativo al nivel de 10 por ciento

** Significativo al nivel de 5 por ciento

*** Significativo al nivel de 1 por ciento