

I N S T I T U T O D E E C O N O M Í A



T E S I S d e M A G Í S T E R

2015

Midiendo el Efecto de la Maternidad Adolescente
Sobre la Educación: Evidencia para Chile

Rafael Montes A.

www.economia.puc.cl



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA**

**TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA**

Montes, Aguirre, Rafael

Diciembre, 2015



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA**

**MIDIENDO EL EFECTO DE LA MATERNIDAD ADOLESCENTE
SOBRE LA EDUCACIÓN: EVIDENCIA PARA CHILE**

Rafael Montes Aguirre

Comisión

CLAUDIA MARTÍNEZ

CLAUDIO SAPELLI

Santiago, Diciembre de 2015

Midiendo el Efecto de la Maternidad Adolescente Sobre la Educación: Evidencia Para Chile

Rafael Montes Aguirre *

TESIS DE MAGÍSTER EN ECONOMÍA
COMISIÓN DE MICROECONOMÍA
Claudia Martínez
Claudio Sapelli

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CHILE

Marzo, 2016

Resumen

El objetivo principal de este trabajo es estimar el efecto causal de la maternidad adolescente sobre la educación en Chile. Como la relación entre maternidad y escolaridad es endógena, se estima utilizando la metodología de variables instrumentales. El instrumento utilizado es la disponibilidad de la píldora del día después en las distintas comunas de Chile (anticonceptivo de emergencia). Los resultados del estudio brindan evidencia de que existe un efecto causal negativo de la maternidad sobre la educación. En particular, ser madre adolescente provocaría una disminución de 6.91 puntos porcentuales en la probabilidad de terminar la secundaria.

*Tesis para optar al grado de Magíster en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, Instituto de Economía. Quiero agradecer los valiosos comentarios de los profesores Claudia Martínez y Claudio Sapelli durante toda esta investigación. Además, agradezco especialmente a Damian Clarke por su constante ayuda e interés, y a mis compañeros de trabajo Juan Pablo Ossa, Josefina Lavín y Alexis Mahana por sus comentarios y apoyo. Consultas: rfmontes@uc.cl.

1. Introducción

Desde mediados del siglo XX el estudio de la relación entre la maternidad y la educación ha sido un tema recurrente en la literatura económica. Diversos autores sostienen que la maternidad adolescente tendría efectos negativos sobre una serie de outcomes económicos, tales como la deserción escolar, rendimiento escolar, ingresos percibidos o la cantidad de horas trabajadas (Moore y Waite, 1977; Ashcraft y Lang, 2006). Card y Wise (1978) afirman que la maternidad adolescente es una de las principales causantes de la transmisión de la pobreza a nivel intergeneracional.

El principal mecanismo de transmisión entre la maternidad adolescente y la educación viene dado por los costos que implica tener un hijo. Existen altos costos monetarios asociados a la manutención del hijo y a problemas de salud, sumados a un alto costo en tiempo para la madre. De ese modo, el cuidado del hijo reemplazaría a otras actividades, como por ejemplo, ir a la escuela.

Sin embargo, el principal desafío empírico para establecer un efecto causal de la maternidad sobre la educación radica en que existen factores no observables que determinan a ambas variables simultáneamente, lo que genera endogeneidad en las estimaciones (la dirección de la causalidad no es clara). Es por eso que los primeros estudios al respecto encontraban un fuerte efecto negativo, mientras que los estudios más recientes abordan el problema de endogeneidad y encuentran efectos de menor magnitud e incluso nulos (Geronimus y Korenman, 1992; Ribar, 1994; Hotz, McElroy y Sanders, 2005).

Este trabajo estudia el efecto causal de la maternidad adolescente sobre la deserción escolar. El interés de estudiar este outcome en particular recae en que la completitud de la secundaria es un importante hito en la educación de los individuos, y representa la primera barrera de diferenciación para el mundo laboral. Para solucionar el problema de endogeneidad se utiliza la metodología de variables instrumentales, en donde la disponibilidad de la píldora anticonceptiva de emergencia es el instrumento de maternidad adolescente.¹ Este instrumento se sustenta en el hecho de que el año 2008 el Tribunal Constitucional chileno acogió una moción presentada por 36 parlamentarios en la cual se prohibió la distribución de la píldora del día después en toda la *red de salud pública*, dependiente del Ministerio de Salud. Sin embargo, los establecimientos pertenecientes a la *red de salud municipal* (que no dependen del Ministerio de Salud) aún podían entregar libremente la droga. Con esto, se dejó en manos de los alcaldes de cada comuna la decisión de prohibir o autorizar la distribución gratuita del medicamento en sus respectivas comunas, situación que terminó en mayo de 2013 con la legalización de la píldora en todo el país. Utilizando los datos de entrega de la píldora

¹También llamada PAE o Píldora del Día Después.

por año y por comuna del Ministerio de Salud, se construyó una variable binaria que indica si la comuna entrega o no la píldora durante un año dado y que resulta en un instrumento válido de maternidad temprana, como se discute más adelante.

Para realizar las estimaciones se utilizaron datos provenientes de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de los años 2011 y 2013. Los resultados de dichas estimaciones indican que la píldora del día después genera una disminución en la probabilidad de haber sido madre adolescente. Luego, se concluye que la maternidad adolescente causa una disminución de 6.91 puntos porcentuales en la probabilidad de terminar la secundaria, efecto cuyo signo concuerda con la hipótesis principal del estudio. Finalmente, utilizando la metodología propuesta por Clarke (2014) se hizo un control por la presencia de *spillovers* en la distribución de la píldora,² encontrando que estos ocurren a distancias de hasta 20 kilómetros.

En la sección 2 se presenta el marco conceptual detrás del problema de estudio; luego, en la sección 3 se presentan los datos junto con la estrategia empírica. En la sección 4 se presenta la primera etapa de la estimación, mientras que en la sección 5 se presentan los resultados principales. En la sección 6 se presentan dos ejercicios de robustez y finalmente, la sección 7 concluye.

2. Marco Conceptual

2.1. Revisión de la Literatura

Desde mediados del siglo 20 muchos autores han documentado la relación, y la posible causalidad, entre la maternidad y la educación. En la mayoría de los estudios se reconoce que existe endogeneidad entre estas variables, y enfrentan este problema de distintas maneras. Según Ribar (1994) existen principalmente tres generaciones de *papers* sobre maternidad y escolaridad, y cada generación se diferencia de la otra por la forma en que tratan de solucionar la endogeneidad.

- La primera corriente de estudios asumía la maternidad como un determinante exógeno del logro educacional y encuentran que tener un hijo tiene efectos muy negativos en la escolaridad.
- La segunda corriente de estudios se encarga del problema de endogeneidad por medio de variables instrumentales. Estos estudios reportan evidencia bastante variada en cuanto al impacto de la maternidad sobre la escolaridad.

²O contagio de de la píldora, desde comunas tratadas (con píldora) hacia comunas de control (sin píldora).

- Una tercera corriente de estudios utiliza métodos cuasiexperimentales distintos a las variables instrumentales para encargarse de la endogeneidad (experimentos naturales, *matching*, entre otros). Estos estudios también encuentran evidencia variada con respecto al sentido y magnitud del efecto.

Moore y Waite (1977), pertenecientes a la primera generación de estudios, encuentran efectos muy perjudiciales de tener un hijo sobre el logro escolar, y el efecto es más fuerte mientras más joven es la adolescente al momento de tenerlo. Además, sostienen que una mujer que fue madre adolescente nunca logra alcanzar el nivel educacional que alcanzan las que no fueron. Las autoras hablan explícitamente de la endogeneidad presente, y para clarificar la dirección de la causalidad, eliminan de la muestra a todas aquellas madres que habían abandonado el colegio antes de tener un hijo. Moore and Hofferth (1981) encuentran evidencia de que las madres que tienen hijos antes de los 18 años tienen un déficit de largo plazo en educación, en contraste con las mujeres que atrasan la maternidad hasta completar la secundaria. Ribar (1994), perteneciente a la segunda generación, utiliza un modelo de probabilidad bivariado, reconociendo que ambos fenómenos comparten muchos factores en común, pero que son dos decisiones que podrían ser independientes entre sí. No encuentra evidencia clara de que la maternidad temprana afecte negativamente a la escolaridad, e incluso, encuentra efectos positivos al reducir la muestra a una población bajo 18 años.

El estudio del efecto causal entre maternidad adolescente y educación está muy condicionado a la disponibilidad de los datos. Algunos estudios recientes, también pertenecientes a la segunda generación de estudios (variables instrumentales), han aprovechado experimentos naturales para generar grupos de control y tratamiento de mujeres adolescentes. Un tipo de experimento común ha sido comparar a mujeres que tienen un hijo versus mujeres que quedaron embarazadas y lo perdieron en el proceso (aborto natural o *miscarriage*), lo que se utiliza como instrumento. Hotz, McElroy y Sanders (2005) utilizan esta metodología y encuentran efectos negativos y muy pequeños en una serie de outcomes para el corto plazo, e incluso efectos positivos de haber sido madre adolescente en el largo plazo. Luego, Ashcraft y Lang (2006) refinan dicho enfoque y reconocen que aquellas adolescentes que perdieron el feto pueden haber abortado intencionalmente, haciendo que los grupos de control y tratamiento de Hotz et. al. (2005) no sean válidos. Presentan un rango de valores que podría tomar el parámetro de interés, asumiendo primero que todos los abortos intencionales ocurren antes de la pérdida natural, y luego que todos los abortos intencionales ocurren después de la pérdida natural. Bajo el primer supuesto encuentran resultados parecidos a Hotz et. al. (2005) y bajo el segundo supuesto los efectos son negativos pero moderados. Finalmente, Fletcher y Wolfe

(2008) refinan la metodología de Ashcraft y Lang (2006) gracias a una base de datos más completa que permite medir con más exactitud el *timing* de los abortos.³ Ellos encuentran que tener un hijo en la adolescencia disminuye en 8 puntos porcentuales la probabilidad de graduarse del colegio y también disminuye el ingreso total de la mujer en US\$2.200.

Por otra parte, Leibowitz, Eisen y Chow (1984) hacen un modelo secuencial para explicar la serie de decisiones que toma una mujer soltera desde el momento en que se queda embarazada hasta que tiene al hijo. Los posibles resultados de la secuencia son: (i) abortar al hijo, (ii) tener al hijo siendo madre soltera y (iii) tener al hijo, pero casarse antes. En cada etapa, la mujer analiza los costos y beneficios que le traerá su decisión, y el resultado final le brinda una determinada utilidad. Lundberg y Plotnick (1995) modelan de manera similar, pero incorporan como parte de su estudio la decisión de quedar o no embarazada. Ambos autores se centran en medir el efecto de las principales políticas que afectan cada etapa de la decisión, tales como leyes de aborto, disponibilidad de anticonceptivos y subsidios estatales a madres solteras. Encuentran que un aumento de los beneficios por ser madre soltera disminuyen la probabilidad de casarse antes de tener al hijo sólo para la población blanca.

Otros estudios han utilizado leyes relacionadas con la disponibilidad de diferentes métodos anticonceptivos, principalmente píldoras anticonceptivas de uso regular y píldoras anticonceptivas de emergencia. Goldin y Katz (2002a) aprovechan el *timing* de implementación de leyes en Estados Unidos relacionadas con la píldora de emergencia, explotando la variación entre estados y cohortes. Encuentran que la expansión de la píldora fue en parte responsable de un aumento de las mujeres graduadas y de un aumento en la edad en que se casan. Bailey, Hershbein y Miller (2012) encuentran una reducción de la brecha salarial gracias a la píldora, mientras que Gross, Lafortune y Low (2014) encuentran que expansiones en la disponibilidad de la píldora no producen cambios en las tasas de aborto. Por último, uno de los pocos estudios en Chile relacionado con la disponibilidad de la píldora de emergencia es el de Bentancor y Clarke (2014), quienes encuentran disminuciones de los nacimientos en todos los rangos de edad (el efecto es más fuerte en edades tempranas) y disminuciones significativas de la cantidad de abortos ilegales.

2.2. Economía del Problema: Decisiones de Embarazo y Escolaridad

Los modelos económicos de decisión individual se basan en decisiones racionales, asumiendo que los individuos toman decisiones que maximizan su utilidad esperada. En el caso de las decisiones involucradas en el nivel de escolaridad y en la maternidad adolescente se siguen procesos que

³En particular, pueden identificar si una mujer tuvo una pérdida espontánea o un aborto intencional mientras eran adolescentes.

comparten varios factores en común.

DECISIÓN DE EDUCARSE: Para el caso de la educación, los principales costos directos son los materiales, la matrícula y los aranceles, mientras que el principal costo indirecto es el valor del uso alternativo del tiempo que tiene la persona. Por otro lado, un importante beneficio de estudiar son los mayores ingresos futuros que percibe el individuo. En base a los trabajos de Sapelli y Torche (2004) y en Kruger, Berthelon y Navia (2009) se sugiere que las siguientes variables observables serían predictoras de la deserción escolar: (i) ser madre adolescente, porque afecta las preferencias por el uso del tiempo de la persona; (ii) la edad, porque a mayor edad disminuye la pérdida marginal de abandonar el colegio (pérdida medida en años de educación); (iii) distintas características del hogar, porque determinan la importancia de educarse, en cuanto a aceptación dentro del hogar;⁴ y (iv) diversas características del entorno, como por ejemplo, el nivel de educación e ingreso comunal y si la zona de residencia es rural o urbana.

DECISIÓN DE SER MADRE: El análisis de los determinantes de la maternidad adolescente es bastante más complejo (Ribar, 1994). La complicación surge porque un nacimiento resulta de una secuencia de decisiones (iniciación de la actividad sexual, uso de métodos preventivos, continuación del embarazo una vez que éste ocurre) y de una serie de otros eventos probabilísticos (fecundidad, efectividad de métodos de prevención). Los trabajos realizados por Leibowitz, Eisen y Chow (1984) y Lundberg y Plotnick (1995) modelan y estiman la secuencia completa de decisiones. En el presente trabajo sólo se observa el outcome final, que es el nacimiento del hijo (y no hay información relacionada a cada etapa del proceso). Dentro de los costos, destacan principalmente los monetarios por temas de manutención y por diversos problemas de salud, tanto para la madre como el hijo (León et. al., 2008). Adicionalmente, existe un fuerte costo en el tiempo de la madre, que se traduce en una menor acumulación de capital humano y posiblemente en peores posibilidades laborales (Moore y Waite, 1977; Ashcraft y Lang, 2006). Por otra parte, los beneficios de tener a un hijo vienen dados por un posible empoderamiento social y por la utilidad que trae el mismo hijo,⁵ así como por otros beneficios asociados a la seguridad y estabilidad afectiva (Rosengard et. al., 2006).

En base a los trabajos de Moore y Waite (1977), Ribar (1994), Kruger, Berthelon y Navia (2009)

⁴Por ejemplo, si el jefe de hogar tuvo muchos años de educación, es probable que exista una tendencia en ese hogar por tener más educación. Otras variables asociadas al hogar son: número de niños en el hogar, número de ancianos en el hogar e ingreso del hogar.

⁵Utilidad que a veces incluso es monetaria, como el caso de Estados Unidos que existen subsidios diseñados especialmente para madres adolescentes. Tanto Leibowitz, Eisen y Chow (1984) como Lundberg y Plotnick (1995) muestran que estos subsidios incrementan la probabilidad de llevar a término el embarazo en lugar de interrumpirlo. En Chile no existen este tipo de subsidios, aunque ser madre adolescente o soltera sí incide en el puntaje para la asignación a los mismos.

y otros, se sugiere que las siguientes variables observables pueden ser predictoras de un embarazo adolescente: (i) la edad, ya que a mayor edad es más probable que ocurra un embarazo; (ii) distintas características del hogar, como la estructura familiar, ingreso y cantidad de niños presentes. Estas son características que tienen que ver con el grado de aceptación de ser madre adolescente; (iii) otras características del entorno, tales como nivel de educación e ingreso comunal; y (iv) costo y nivel de uso de métodos preventivos del embarazo a nivel comunal, que miden tanto la aceptación como la disponibilidad de los mismos en el entorno de la adolescente.

El presente trabajo busca medir entonces el efecto causal de ser madre adolescente sobre la escolaridad. Como la maternidad adolescente comparte muchos factores en común con las decisiones de educación, la dirección de la causalidad no es obvia (existe endogeneidad). Se utiliza la metodología de variables instrumentales para solucionar la endogeneidad, y el instrumento utilizado es la disponibilidad de la píldora del día después en las distintas comunas de Chile.

3. Estrategia Empírica

3.1. Datos

Los datos utilizados provienen de dos rondas de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN), de los años 2011 y 2013.⁶ Con ellos, construyó una base de datos que permite identificar qué mujeres fueron madre entre los 15 y los 19 años durante un período que comprende los años 2010, 2011, 2012 y 2013.⁷ La utilización de dos CASEN permite aumentar aproximadamente al doble el número de observaciones. Específicamente, la base de datos cuenta con 9.857 mujeres adolescentes encuestadas en 2011, de las cuales 704 son madres; y con 13.687 mujeres adolescentes entrevistadas en 2013, de las cuales 1.593 fueron madre entre 2010 y 2013. El rango de edad de mujeres que fueron madre adolescente durante el período de interés en la CASEN 2011 va de 15 a 20 años, mientras que en la CASEN 2013 va de 15 a 22 años. Es por eso que se restringió la muestra sólo a mujeres de dichos rangos etarios respectivamente.

Las tres variables más importantes de este estudio son: (i) la variable binaria A_i (asiste) que indica si la mujer asiste o terminó la educación secundaria; (ii) la variable binaria M_i , que indica si la mujer fue madre adolescente; y (iii) el instrumento $Pill_i$, variable binaria que indica si la persona estuvo expuesta a la entrega de la píldora del día después.

⁶Es importante señalar que se trabajó con datos de corte transversal (y no de panel).

⁷O lo que es equivalente, que hayan tenido relaciones sexuales conducentes a embarazo entre 2009 y 2012.

La variable A_i fue construida asignando a cada persona el valor 1 si alcanzó 12 o más años de educación (terminó la secundaria) o si tiene menos de 12 años de educación pero indica que asiste a algún establecimiento educacional.

La variable M_i fue construida a partir de la pregunta s8 de la encuesta, en la que cada mujer indica la edad que tenía cuando tuvo a su primer hijo.⁸ Teniendo las edades al momento del parto, se construyó la variable M_i que toma valor 1 si la mujer fue madre entre los 15 y los 19 años, y entre 2010 y 2013.

El instrumento se construyó a partir de los datos de entrega de la píldora del día después del Ministerio de Salud. Dicha base de datos registra la cantidad de píldoras que se entregaron en cada comuna de Chile entre 2009 y 2012. Con esa información, se construyeron variables binarias para cada año que toman el valor 1 si la comuna entregó la píldora y 0 si no. De ahora en adelante, se define a las personas como *tratadas* (o pertenecientes al grupo de tratamiento) si estuvieron expuestas a la píldora, y como *no tratadas* (o pertenecientes al grupo de control) si no estuvieron expuestas a ella. A partir de la disponibilidad de la píldora a nivel comunal y por años, se procedió a construir el instrumento, que asigna a cada individuo al grupo de tratamiento o control según corresponda.

En primer lugar, se construyó el instrumento utilizado en los resultados principales de este estudio, llamado $Pill_i$, cuyo criterio de asignación individual es el siguiente:

- MUJERES QUE FUERON MADRE ADOLESCENTE: para este grupo de individuos es posible detectar el año exacto en que tuvieron relaciones sexuales, año que para ellas fue relevante la existencia de la píldora en su comuna. Cada madre adolescente queda asignada a tratamiento ($Pill_i$ toma valor 1) si durante el año en que tuvo relaciones sexuales su comuna entregó la píldora.
- MUJERES QUE NO FUERON MADRE ADOLESCENTE: como este grupo de individuos no fue madre, no es posible detectar un año específico para el cual la entrega de la píldora fue relevante. Es por eso que el criterio de asignación consiste en asignar a tratamiento a las mujeres que viven en comunas que, durante su adolescencia, entregaron la píldora durante algún año. Es decir, se acota el rango de años relevante para cada individuo según (i) años

⁸Se detectaron algunas mujeres que sí tenían hijos y que no contestaban la pregunta. A esos valores perdidos se les imputó el valor de la diferencia entre la edad de la mujer y la edad de su hijo mayor a nivel de núcleo. Luego de haber restringido la muestra según el rango etario y los años de interés, quedaron 23 observaciones para las cuales este valor fue imputado, lo que corresponde a un 0.09 % de la muestra, y a un 1 % del total de madres adolescentes.

de interés del estudio y (ii) período de adolescencia de la persona.⁹

En segundo lugar, se construyó de manera alternativa la variable $Pill_i$ Antigua, instrumento utilizado por un trabajo previo de Loyola (2014). En este caso el criterio de asignación individual genera un error de medición, explicado a continuación. Sin embargo, resulta útil repetir las estimaciones con este instrumento por dos razones. Por una parte, para discutir la robustez de los resultados principales; por otra, para poder comparar los resultados principales con los de Loyola (2014). Específicamente, el criterio de asignación individual es el siguiente:

- MUJERES QUE FUERON MADRE ADOLESCENTE: se asigna de la misma manera que $Pill_i$.
- MUJERES QUE NO FUERON MADRE ADOLESCENTE: se clasifica una mujer como tratada si su comuna entregó la píldora durante 2009, 2010, 2011 o 2012; y no es relevante si ella era o no adolescente durante esos años. Esta diferencia genera un error de medición que asigna tratamiento a algunas mujeres que no lo serían bajo el criterio de $Pill_i$. Por ejemplo, en el caso de un individuo que en 2013 tiene 15 años. Si su comuna entregó la píldora durante 2009 (a sus 11 años), la persona quedará asignada al grupo de control bajo el criterio de $Pill_i$. En cambio, quedará asignada al grupo de tratamiento bajo el criterio $Pill_i$ Antigua, lo que no es correcto, ya que la distribución de la píldora no era relevante durante ese año para ese individuo en particular.

El resto de las variables relevantes para el estudio se construyeron directamente a partir de la encuesta. En la Tabla 1 se muestran los promedios y desviaciones estándar de todas ellas, separadas según el estado de maternidad.

Como primera aproximación, se observa que la deserción escolar (asiste) presenta una notoria diferencia, donde el promedio de la variable (que es binaria) pasa de 0.66 para las mujeres que fueron madre adolescente a 0.94 para aquellas que no lo fueron. Esto es esperable según lo discutido anteriormente: las mujeres que fueron madre adolescente tienden a abandonar más el colegio. También llama la atención la diferencia etaria entre las mujeres que fueron madre adolescente (19.03 años) y las que no fueron (17.87). Esta diferencia se explica porque la distribución de la edad de las

⁹Específicamente, los años límite relevantes para cada persona se asignaron según la siguiente regla:

$$\begin{aligned}\text{Primer año relevante} &= \max\{year_i - (edad_i - 14), 2009\} \\ \text{Último año relevante} &= \min\{year_i - (edad_i - 18), year_i - 1\}\end{aligned}$$

La variable $year_i$ corresponde al año de la CASEN para cada individuo de la muestra. El rango etario entre 14 y 18 años es el que interesa porque a esa edad es cuando pudieron haber tenido relaciones sexuales y ser madres entre los 15 y los 19 años (adolescencia por definición).

madres adolescentes está muy cargada a las edades mayores, mientras que la distribución de edad de las demás adolescentes de la muestra es muy estable (casi uniforme). Por último, la variable de años de educación del jefe de hogar toma el valor de 9.22 para el grupo de mujeres que fueron madre adolescente y 10.00 para las mujeres que no fueron madre, diferencia que es esperable según lo discutido anteriormente. El resto de las variables no presentan diferencias que llamen particularmente la atención.

Tabla 1: Estadística Descriptiva de las Principales Variables

	Madre Adolescente		No Madre Adolescente		Total	
	Promedio	Desviación	Promedio	Desviación	Promedio	Desviación
Asiste	0.6643	0.4723	0.9453	0.2275	0.9179	0.2746
Años de Educación	11.0226	2.0299	11.3196	2.2514	11.2907	2.2324
Edad	19.0340	1.5942	17.8740	2.0636	17.9872	2.0516
Edad Durante el Parto	17.5951	1.2300				
Años Educ. Jefe Hogar	9.2242	3.6607	10.0086	4.0724	9.9320	4.0407
Ingreso Per Cápita Hogar (log)	11.5895	0.6382	11.8601	0.8411	11.8337	0.8274
Nro. Ancianos en el Hogar	0.1080	0.3561	0.1273	0.3869	0.1254	0.3841
Nro. Menores en el Hogar	0.3731	0.6497	0.4258	0.6666	0.4207	0.6651
Años Educ. Comuna	8.4484	0.9051	8.5603	1.0531	8.5494	1.0401
Ingreso Per Cápita Comuna (log)	12.2711	0.2806	12.2795	0.3377	12.2787	0.3325
Urbana	0.8093	0.3929	0.8204	0.3838	0.8194	0.3847
Nro. Obs.	2297		21247		23544	

NOTA: Esta tabla agrupa los datos de la CASEN 2011 y CASEN 2013.

3.2. Estrategia de Identificación

La estimación principal de este trabajo es la siguiente:

$$A_i = \beta M_i + \delta_A X_{Ai} + \epsilon_i \quad (1)$$

En donde A_i es una variable binaria que toma el valor 1 si la persona completó la secundaria o si asiste al colegio, mientras que M_i es una variable binaria que toma el valor 1 si la persona i fue madre adolescente y 0 si no, y X_{Ai} son controles por los factores predictores de la escolaridad. El parámetro β mide el efecto marginal de ser madre adolescente sobre la escolaridad.¹⁰ Por último, ϵ_i es el error de medición.

¹⁰Es decir, cuando una mujer pasa de $M_i = 0$ a $M_i = 1$.

A pesar de controlar por los factores X_{Ai} , la presencia de otros factores no observables que explican la educación y que correlacionan con la maternidad, hacen que los parámetros estimados en (1) estén sesgados. Para solucionar este problema de identificación se utiliza la metodología de variables instrumentales, explotando la variación exógena en la disponibilidad de la píldora del día después en las distintas comunas de Chile. En ese contexto, la primera etapa de la estimación es:

$$M_i = \gamma Pill_i + \delta_M X_{Mi} + \eta_i \quad (2)$$

En donde $Pill_i$ es una variable binaria que toma el valor 1 si la persona estuvo expuesta a la píldora del día después y 0 si no.

No es novedad que el estimador 2SLS es un estimador problemático en muestra pequeña, aunque consistente. Angrist y Pischke (2008) discuten este problema y muestran gráficamente que 2SLS converge mucho más lento que OLS cuando se utilizan “buenos” instrumentos. En cambio, en sus simulaciones con “malos” instrumentos, 2SLS no converge al β poblacional cuando n crece y, por lo tanto, es inconsistente. Bound, Jaeger, y Baker (1995) estudian en profundidad la sensibilidad de los estimadores 2SLS replicando un estudio de Angrist y Krueger (1991), y concluyen que con “malos” instrumentos los estimadores serán sesgados incluso en muestras muy grandes. Entonces, para que el instrumento $Pill_i$ sea válido debe cumplir con dos condiciones: (i) Identificación: debe ocurrir que $\gamma \neq 0$ en (2); y (ii) Exogeneidad: $Cov(Pill_i, \epsilon_i) = 0$. Estas condiciones se discuten en detalle más adelante.

Finalmente, es importante mencionar que el efecto estimado a través de variables instrumentales es un LATE (*Local Average Treatment Effect*). Esto significa que las conclusiones serán válidas solamente para el grupo de *compliers* de la píldora, es decir, quienes cambiaron su comportamiento debido a la exposición al tratamiento. Para entender quienes son los *compliers*, es útil separar en tres grupos a la población de estudio, quienes evalúan sus decisiones de acuerdo a sus beneficios y costos esperados de tener un hijo, y a lo que se suma el mencionado componente probabilístico. De este modo, un primer grupo de adolescentes deseará ser madre y siempre tendrán al hijo en caso de quedar embarazadas (*Never Takers* de la píldora), mientras que un segundo grupo nunca tendrá un hijo, ya sea porque toma medidas para no quedar embarazada o porque siempre interrumpe el embarazo con otros métodos (nuevamente, *Never Takers* de la píldora). Un tercer grupo va a querer interrumpir el embarazo en caso de quedar embarazadas, pero sólo cuando la píldora está disponible. Así, las mujeres pertenecientes al tercer grupo son las *compliers* de la píldora, ya que cambian su comportamiento gracias a la disponibilidad de la misma.

3.3. Controlando Spillovers en la Primera Etapa

Es posible que hayan ocurrido spillovers locales en la distribución de la píldora del día después. Si eso ocurre, algunas comunas asignadas originalmente a control estarán también expuestas al tratamiento. Bentancor y Clarke (2014) estudian el efecto de la píldora del día después sobre la maternidad en Chile y encuentran parámetros sesgados como consecuencia de la presencia de spillovers. Utilizando la metodología propuesta por Clarke (2014), controlan por la posible presencia de los mismos, lo que les permite obtener parámetros insesgados del efecto buscado. Notar que el caso de estudio de ese trabajo corresponde a lo estimado en la primera etapa del presente estudio, por lo que se sospecha que los spillovers podrían causar problemas en las estimaciones. Es por eso que a continuación se extiende la metodología con el fin de estudiar las características del estimador de variables instrumentales en presencia de spillovers.

El principal supuesto para desarrollar la metodología es que los spillovers ocurren solo hasta cierta *distancia*, distancia que se define a través de una variable que cumple con dos condiciones: (i) debe ser capaz de predecir el canal por el cual ocurren los spillovers y (ii) debe ser exógena al tratamiento. Este supuesto permite afirmar que se rompe el supuesto de SUTVA (*Stable Unit Treatment Value*) *localmente*. Es decir, mientras más lejos se encuentre un individuo de una unidad de tratamiento, menos le afecta el mismo (los spillovers solo ocurren a distancias *cercanas*). Para el caso de la píldora del día después, la variable de distancia utilizada será la distancia en kilómetros entre una comuna y otra, ya que el canal por el cual ocurren los spillover es geográfico.

Suponiendo que se pretende estimar el siguiente modelo:

$$\text{Ecuación Principal} \quad : \quad A_i = \beta M_i + \delta_A X_{Ai} + \epsilon_i \quad (3)$$

$$\text{Primera Etapa} \quad : \quad M_i = \gamma Pill_i + \delta_M X_{Mi} + \eta_i \quad (4)$$

En donde $Cov(M_i, \epsilon_i) \neq 0$, y $Pill_i$ es el instrumento. Asumiendo que $\gamma \neq 0$ y que $Cov(Pill_i, \epsilon_i) = 0$, este instrumento es válido. Ahora, se reconoce que existen spillovers locales asociados a $Pill_i$, por lo que existen variables omitidas en (4), la que debería haber sido:

$$\text{Primera Etapa: } M_i = \gamma Pill_i + \pi Close_i + \delta_M X_{Mi} + \nu_i \quad (5)$$

En donde $Close_i$ es un set de instrumentos adicionales que toman el valor 1 para aquellos individuos que fueron asignados al grupo de control inicialmente, pero que están lo suficientemente cerca de una unidad de tratamiento. Para controlar por spillovers en el contexto de variables ins-

trumentales se deben añadir variables $Close_i$ paulatinamente, que capturan distancias cada vez mas lejanas hasta dejar de ser significativas. Este set de instrumentos debe ser exógeno, es decir, cumplir con $Cov(Close_i, \epsilon_i) = 0$.¹¹

Asumiendo que los spillovers ocurren de manera exógena, se tiene que el estimador de variables instrumentales tiene las siguientes características:

- PRIMERA ETAPA: el parámetro de interés de la primera etapa (γ) es inconsistente y sesgado hacia cero antes de controlar por spillovers.¹² Luego, al agregar el set de instrumentos $Close_i$, la regresión de la primera etapa queda bien identificada y se obtiene un γ consistente. Cuando todos los spillovers fueron controlados, el parámetro de interés (γ) deja de cambiar. Este resultado ya era conocido, gracias al trabajo de Clarke (2014).
- SEGUNDA ETAPA: el parámetro de interés de la segunda etapa (β) es consistente antes de controlar por spillovers, ya que el instrumento original, $Pill_i$, cumple la condición de exogeneidad. Luego, al controlar por spillovers, se introduce el set de instrumentos $Close_i$, que también cumplen con dicha condición. Por lo tanto, se obtiene nuevamente un β consistente. Este resultado es nuevo, ya que no se conocían los efectos de los spillovers sobre la segunda etapa. Lo interesante es que se pueden utilizar tratamientos para los cuales se rompe el SUTVA localmente, ya que siempre permiten estimar una segunda etapa consistente.

En el Anexo A se demuestran matemáticamente estas conclusiones, respaldado con simulaciones de datos. Adicionalmente, se discute lo que ocurre cuando se viola el supuesto de exogeneidad de los spillovers, a partir de dos situaciones: (i) cuando existe endogeneidad de los spillovers solo con respecto a Y (variable dependiente de la estimación principal), la situación es de fácil detección, ya que cambia el parámetro de la segunda etapa al controlarlos (β). Cuando esto ocurre, no se debe controlar por la presencia de los mismos, ya que las estimaciones previas ya eran consistentes, y por lo tanto, las nuevas no lo son. (ii) Cuando existe endogeneidad de los spillovers solo con respecto a X (variable dependiente de la primera etapa), la situación no es detectable directamente y los parámetros obtenidos de la primera etapa nunca serán consistentes. Cuando esto ocurre, no se debe controlar por la presencia de spillovers, ya que las estimaciones previas entregan un parámetro que

¹¹Notar que el efecto capturado por el parámetro asociado a $Close_i$ es generado por spillovers ocurridos solo desde unidades de tratamiento hacia unidades de control ($Tratamiento \rightarrow Control$). Pero se reconoce que también existen spillovers entre unidades de tratamiento ($Tratamiento \rightarrow Tratamiento$), efecto que no es necesario capturar con nuevas variables ya que está medido como un promedio en el parámetro asociado a $Pill_i$ (γ).

¹²En un caso extremo con spillovers de magnitudes muy grandes, ocurrirá que las unidades de *tratamiento* y *control* no se diferencian en nada (todos estarán expuestos de igual manera al tratamiento). En ese caso, $\gamma = 0$ y el instrumento no sería válido.

representa una cota inferior del efecto buscado (sesgado hacia cero), mientras que si se controlan, la dirección del sesgo es desconocida.

La conclusión general indica que cuando no se controlan los spillovers, se obtiene un parámetro inconsistente en la primera etapa y uno consistente en la segunda. En cambio, cuando se controlan los spillovers y se cumplen los supuestos, se obtienen parámetros tanto de la primera como la segunda etapa consistentes. De este modo la presencia de spillovers no afecta a las estimaciones de la segunda etapa (que en general, es lo que interesa), por lo que la aplicación de esta metodología solo será útil para detectar la presencia y el alcance de los mismos, junto con la obtención de un parámetro consistente en la primera etapa. Pero cuando se violan los supuestos de exogeneidad, lo más correcto es no controlar los spillovers y quedarse con las estimaciones originales. En la Tabla 2 se presenta un resumen de todas las conclusiones obtenidas del análisis.

Tabla 2: Resumen Conclusiones Spillovers

	Primera Etapa (γ)		Segunda Etapa (β)	
	Sin controlar	Contolando	Sin controlar	Contolando
Cumpliendo Supuestos	Inconsistente	Consistente	Consistente	Consistente
Spillovers endógenos con respecto a Y	Inconsistente	Consistente	Consistente	Inconsistente
Spillovers endógenos con respecto a X	Inconsistente	Inconsistente	Consistente	Consistente

NOTA: Resumen de todas las conclusiones obtenidas a partir del estudio de la presencia de spillovers sobre el estimador de variables instrumentales.

4. Primera Etapa

La estrategia de identificación de este estudio se basa en el impacto que tiene la distribución gratuita de la píldora del día después sobre la maternidad. Tal como se explicó anteriormente, la primera etapa está descrita por la ecuación (2), en donde $Pill_i$ es el instrumento utilizado.

En la Tabla 3 se presentan las estimaciones de la primera etapa y se reportan además todos los controles utilizados durante el resto del estudio. Se estimó en primer lugar la primera etapa por 2SLS, ya que es lo común en la literatura y sirve como línea de base (columna 1). En segundo lugar, se estimó la primera etapa con un modelo Probit (columna 2), que es lo adecuado para una variable binaria como M_i .

Al analizar sólo los resultados del modelo Probit, se desprende que el parámetro asociado a $Pill_i$

Tabla 3: Primera Etapa de la Estimación

	(1)	(2)
	2SLS	Probit
	Madre Adol.	Madre Adol.
Pill	-0.0925*** (0.0076)	-0.0814*** (0.0057)
Edad 15	-0.0999*** (0.0093)	-0.1984*** (0.0141)
Edad 16	-0.0584*** (0.0098)	-0.0746*** (0.0099)
Edad 17	-0.0211** (0.0102)	-0.0191** (0.0090)
Edad 18	0.0239** (0.0106)	0.0229*** (0.0085)
Edad 19	0.0665*** (0.0111)	0.0533*** (0.0085)
Edad 20	0.0493*** (0.0109)	0.0415*** (0.0084)
Edad 21	0.0644*** (0.0130)	0.0465*** (0.0093)
Años Educ. Jefe Hogar	-0.0017*** (0.0006)	-0.0027*** (0.0005)
Ingreso per cápita Hogar (log)	-0.0451*** (0.0037)	-0.0377*** (0.0022)
Nro. ancianos en el Hogar	-0.0152*** (0.0047)	-0.0182*** (0.0052)
Nro. menores en el Hogar	-0.0102*** (0.0029)	-0.0086*** (0.0029)
Años Educ. (comunal)	-0.0120*** (0.0042)	-0.0091** (0.0041)
Ingreso per cápita comunal (log)	0.0416*** (0.0132)	0.0239* (0.0139)
Urbana	0.0070 (0.0055)	0.0076 (0.0052)
Observations	23,544	23,544
R-squared	0.1596	
Cragg y Donald Stat.	217.94	217.94
Dummy Año	SI	SI
Dummy Región	SI	SI

NOTA: En la tabla se muestra la primera etapa de la estimación, además de todos los controles utilizados durante el resto del estudio. Columna 1: 2SLS; Columna 2: Probit (márgenes).

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

toma el valor de -0.0814 , con un nivel de significancia del 1%. Esto quiere decir que estar expuesto a la entrega gratuita de la píldora del día después disminuye la probabilidad de haber sido madre adolescente en 8.14 puntos porcentuales. El signo concuerda con lo encontrado por Bentancor y Clarke (2014) para el caso de Chile, y la magnitud encontrada por los autores también es similar.

También se realiza un breve análisis de los otros factores involucrados. La variable edad fue separada en varias variables *dummies* para cada tramo etario, con el fin de capturar el efecto no lineal que podría tener dicha variable en la decisión de ser madre adolescente.¹³ Se observa que todos los tramos de edad son significativos al 1% (excepto el tramo de 17 años, que lo es al 5%), y la evolución de ellos indica que a menor edad, se reduce la probabilidad de que una mujer haya sido madre adolescente. Esto está acorde con lo esperado, puesto que mientras menor sea la mujer, más costoso resulta tener y cuidar un hijo. Luego, el signo y significancia de los parámetros asociados al resto de las variables indican que disminuye la probabilidad de haber sido madre adolescente cuando el entorno de la mujer es más educado y de mayores ingresos. El único parámetro que tiene el signo contrario al esperado es el asociado a ingreso per cápita comunal, que tiene signo positivo y es significativo solo al 10%.

4.1. Validez del Instrumento

Un instrumento válido debe cumplir con dos condiciones: (i) Identificación: que el instrumento sea fuerte, es decir, que $\gamma \neq 0$ en la primera etapa; y (ii) Exogeneidad: $Cov(Pill_i, \epsilon_i) = 0$. La violación de cualquiera de estos supuestos invalida la metodología de variables instrumentales, es por eso que ambas condiciones deben ser justificadas de manera rigurosa.

En primer lugar, la condición de identificación se comprueba directamente con los datos. Tal como se observa en la Tabla 3, el parámetro asociado a $Pill_i$ tiene una significancia estadística del 1%, con lo que se rechaza la hipótesis nula de que dicho parámetro sea cero. Adicionalmente, se presenta el estimador de Cragg y Donald, que toma un valor de 217.94, rechazando la hipótesis nula de que el set de instrumentos sea débil (en este caso el *set* de instrumentos es sólo $Pill_i$).

A pesar de que no estamos en presencia de un instrumento débil, vale la pena discutir por qué para el caso de Chile este instrumento sí es fuerte. En estudios internacionales no se ha encontrado evidencia de que la legalización de la píldora del día después reduzca las tasas de nacimiento ni las tasas de aborto (Durrance, 2013; Gross, Lafortune y Low, 2014), pero para el caso de Chile, Bentancor y Clarke (2014) sí encuentran una disminución significativa de las tasas de nacimiento

¹³Para más detalle al respecto, ver Moore y Waite (1977), Leibowitz, Eisen y Chow (1984), Rosenzweig y Wolpin (1995), Hotz et. al. (2005), Sapelli y Torche (2004) y Fletcher y Wolfe (2008).

adolescente por causa de la disponibilidad de la píldora. Esta diferencia se podría explicar porque el aborto en Chile era ilegal en todas sus formas durante el período de estudio, lo que implica que al momento de legalizar la píldora, esta se convirtió en el primer y único método de prevención de la natalidad post coital legal. A esto se suma que la distribución de la píldora fue gratuita, por lo que la población más pobre y en peores condiciones socioeconómicas pudo acceder a ella.

En segundo lugar, es razonable suponer que la distribución de la píldora del día después es un tratamiento exógeno. Esto, porque las comunas mantuvieron sus principales características relativamente estables durante los 4 años que comprende el estudio. Sin embargo, el estado de entrega de la píldora cambió considerablemente en cada comuna. Esto sugiere que la entrega o no entrega de la misma no estuvo determinada por las características de la comuna. La Tabla 4 muestra cuántas comunas cambiaron su estado de entrega de píldora durante los años según el número de veces que cambió dicho estado. De ella se desprende que: 160 comunas se mantuvieron estables, es decir, entregaron la píldora durante los 4 años o no la entregaron nunca, 125 comunas cambiaron una sola vez su estado de entrega durante los 4 años, mientras que 50 de ellas cambiaron 2 veces el estado de entrega. Finalmente, 11 comunas cambiaron todos los años su estado de entrega.

Tabla 4: Registro del Número de Cambios en el Estado de Entrega por Comunas

Nro. Cambios	Nro. Comunas	%
0	160	46.24 %
1	125	36.13 %
2	50	14.45 %
3	11	3.18 %
Total	346	100 %

NOTA: Construcción propia con datos del Ministerio de Salud de Chile, 2014.

En la sección 6 se replican los resultados principales eliminando a las 160 comunas que mantuvieron estable su estado de entrega de la píldora, frente a la sospecha de que en esas comunas el instrumento podría ser endógeno. En dicha sección se discute en detalle si es más correcto utilizar la muestra reducida, que elimina la potencial endogeneidad del instrumento pero no es representativa; o la muestra original, que es representativa, pero el instrumento *podría* ser endógeno.

5. Resultados Principales

En esta sección se presentan los resultados de la segunda etapa, según la ecuación (1), para así poder medir el efecto causal de la maternidad adolescente sobre la escolaridad. Adicionalmente, se utilizó la metodología propuesta en la sección 3.3, con el fin de detectar la presencia de spillovers locales en la exposición a la píldora del día después, y así poder medir consistentemente el efecto de la misma sobre la maternidad adolescente.

Tabla 5: Resultados Principales

PANEL A: PRIMERA ETAPA	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Dep. Var: Madre Adolescente			Probit	Probit	Probit	Probit	Probit	Probit
Pill			-0.0814*** (0.0057)	-0.0791*** (0.0062)	-0.0892*** (0.0070)	-0.0918*** (0.0087)	-0.0978*** (0.0096)	-0.1022*** (0.0102)
Cercana 0 - 10 km				0.0135 (0.0140)	0.0026 (0.0145)	-0.0001 (0.0154)	-0.0061 (0.0160)	-0.0105 (0.0163)
Cercana 10 - 20 km					-0.0375*** (0.0127)	-0.0400*** (0.0137)	-0.0458*** (0.0143)	-0.0497*** (0.0146)
Cercana 20 - 30 km						-0.0065 (0.0130)	-0.0126 (0.0137)	-0.0167 (0.0141)
Cercana 30 - 40 km							-0.0315 (0.0217)	-0.0326 (0.0218)
Cercana 40 - 50 km								-0.0284 (0.0225)
<hr/>								
PANEL B: SEGUNDA ETAPA	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Dep. Var.: Asiste	OLS	Probit	Biprobit	Biprobit	Biprobit	Biprobit	Biprobit	Biprobit
Madre Adol.	-0.2601*** (0.0058)	-0.1364*** (0.0041)	-0.0691*** (0.0246)	-0.0697*** (0.0246)	-0.0764*** (0.0241)	-0.0764*** (0.0241)	-0.0767*** (0.0240)	-0.0754*** (0.0240)
<hr/>								
Resultados Instrumentados	NO	NO	SI	SI	SI	SI	SI	SI
Control de Spillovers	-	-	NO	SI	SI	SI	SI	SI
Observations	23,544	23,544	23,544	23,544	23,544	23,544	23,544	23,544

NOTA: En la columna 1 y 2 se presentan las estimaciones sin instrumentar, por OLS en la 1 y por Probit en la 2. Para los casos de Probit y Biprobbit, se reportan los estimadores expresados como márgenes. En todas las estimaciones se incluyen todos los controles presentados en la Tabla 3. **Panel A:** Estimaciones de la primera etapa. Cada columna muestra estimaciones que controlan por spillovers cada vez más distantes. **Panel B:** Estimaciones de la segunda etapa para Asiste, realizadas bajo un modelo Biprobbit.

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En la Tabla 5 se muestra la primera etapa (Panel A). Al ser M_i una variable binaria, la primera etapa se realizó con un modelo Probit. Luego, se presenta la segunda etapa (Panel B). En este caso, se realizaron las estimaciones con un modelo de probabilidad bivariado (Biprobit), que permite

estimar bajo la metodología de variables instrumentales cuando la variable dependiente (A_i) y la variable endógena (M_i) son binarias. Este modelo estima de manera simultánea las dos etapas con Máxima Verosimilitud, asumiendo normalidad bivariada de los errores. Es importante mencionar dos cosas: (i) que todas las estimaciones se realizaron incluyendo la variable de ingreso per cápita del hogar, que podría ser endógena. Sin embargo, al excluirla, los resultados se mantienen prácticamente inalterados y ninguna conclusión cambia. (ii) También recordar que el efecto estimado es un LATE (*Local Average Treatment Effect*), es decir, que sólo es válido para quienes cambian su comportamiento por causa de la píldora (*compliers* de la píldora).

En primer lugar se analiza la primera etapa (Panel A), que muestra los parámetros asociados al set de instrumentos utilizados antes y después de controlar por spillovers. El parámetro asociado a $Pill_i$ (γ) toma el valor de -0.0814 antes de controlarlos (columna 3), caso que ya fue discutido.

Luego, al analizar la presencia de spillovers en la primera etapa (columnas 4 - 8), se observa que γ disminuye levemente en la columna 4, caso en el cual se controlan los spillovers hasta 10 kilómetros, pero el parámetro asociado a $Close_{0-10}$ no es estadísticamente significativo. Luego el parámetro sufre un cambio importante en la columna 5, en la cual se detecta la presencia de spillovers por primera vez, entre 10 y 20 kilómetros de alguna comuna de tratamiento. En esa columna, el valor del parámetro asociado a $Pill_i$ cambia a -0.0892 , con un nivel de significancia del 1%. Se pueden apreciar dos fenómenos interesantes: (i) primero, que el valor de γ en las columnas 6 a 8 continúa evolucionando, hasta alcanzar el valor de -0.1022 (significativo al 1%), a pesar de que no se detectaron más spillovers. Esos cambios se producen por la evolución del parámetro asociado a $Close_{10-20}$, que afecta directamente a γ . Sin embargo, ambos parámetros deberían mantenerse estables al agregar nuevos instrumentos que no son significativos. Una explicación plausible de esta evolución es que los spillovers pueden estar ocurriendo de manera endógena con respecto a M_i . Por lo tanto, lo más correcto es quedarse con los resultados antes de controlarlos (columna 3), que representan una cota inferior del verdadero efecto buscado, mientras que las nuevas estimaciones (columnas 4 - 8) tienen un sesgo de dirección desconocida. (ii) Segundo, se tiene que existen spillovers entre 10 y 20 kilómetros pero no entre 0 y 10. Esto puede ser un síntoma de que el número de observaciones utilizado es demasiado pequeño para hacer un control por spillovers. Bentancor y Clarke (2014) encuentran spillovers de hasta 30 kilómetros utilizando datos poblacionales, y los parámetros asociados a las variables $Close_i$ toman valores significativos y cada vez más cercanos a cero hasta los 30 kilómetros, lo que tiene más sentido (mientras más lejos del tratamiento, el contagio es de menor magnitud). Por lo tanto, lo único que se puede concluir con certeza a partir

del Panel A es que la píldora produce una disminución de *al menos* 8.14 puntos porcentuales en la probabilidad de ser madre adolescente (columna 3), y los spillovers ocurren hasta una distancia de 20 kilómetros desde las unidades de tratamiento hacia las de control.

En segundo lugar, se analiza la segunda etapa, en la cual la variable dependiente es A_i (Panel B). En la columna 1 se presentan las estimaciones por OLS sin instrumentar, y el parámetro de interés toma un valor de -0.2601 . Pero, dada la naturaleza binaria de esta variable, lo correcto es estimar con un modelo de probabilidad lineal. En la columna 2 se estimó con un modelo Probit, y se observa que el parámetro de interés toma el valor de -0.1364 . Esto significa que la maternidad adolescente causaría una disminución de 13.64 puntos porcentuales en la probabilidad de terminar la secundaria (significativo al 1%), pero recordar que aún no se soluciona el problema de endogeneidad. En la columna 3 se realiza la estimación bajo la metodología de variables instrumentales, y los resultados indican que el verdadero parámetro asociado a la maternidad toma el valor de -0.0691 , y es estadísticamente significativo al 1%.

Luego, al analizar la presencia de spillovers para la segunda etapa (columnas 4 - 8), se observa que en la columna 5, primera en la cual se detecta la presencia de spillovers, el parámetro asociado a la maternidad cambia a -0.0764 , con un nivel de significancia del 1%, lo que se mantiene relativamente estable hasta la columna 8. Tal como se discutió en la sección 3.3, el hecho de que β cambie al controlar los spillovers es un síntoma de que estos son endógenos con respecto a A_i . Esto significa que el parámetro antes de controlarlos (columna 3) es consistente, pero se vuelve inconsistente en las columnas 4 - 8 (se añade un set de instrumentos endógenos).¹⁴ Por lo tanto, las conclusiones deben ser extraídas de la columna 3, en la cual no se controlan los spillovers y los parámetros de la segunda etapa son consistentes. Así, lo que se puede concluir con certeza a partir del Panel B es que la maternidad adolescente causa una disminución de 6.91 puntos porcentuales en la probabilidad de terminar la secundaria.

A partir del análisis realizado se obtuvieron tres conclusiones. En primer lugar, no se debe controlar por spillovers, ya que se encuentra evidencia de que estos ocurren de manera endógena con respecto a M_i y a A_i . Recordar que cuando no se controlan los spillovers, el parámetro asociado a $Pill_i$ en la primera etapa es inconsistente y sesgado hacia cero, mientras que el parámetro asociado a la maternidad en la segunda etapa sí es consistente. Lo único que se desprende entonces de dicho

¹⁴Si los spillovers ocurriesen de manera exógena con respecto a A_i , el parámetro asociado a la maternidad no cambiaría en absoluto. Estimaciones utilizando el outcome educacional de Años de Escolaridad (no presentado en este trabajo) mostraron que los spillovers son exógenos con respecto a dicho outcome, ya que el parámetro asociado a la maternidad de la segunda etapa permaneció constante al realizar el ejercicio.

análisis es que ocurren spillovers hasta 20 kilómetros de una comuna de tratamiento, similar a lo obtenido por Bentancor y Clarke (2014). Por lo tanto, los resultados principales corresponden a los de la columna 3 de la Tabla 5.

En segundo lugar, el signo del efecto encontrado comprueba la hipótesis inicial de este trabajo, que postula que la maternidad tiene un efecto causal negativo sobre la probabilidad de completar la secundaria. Existen varias razones por las cuales dicho efecto podría ser negativo. Una de ellas, tal como sostienen Moore y Waite (1977), sería por los altos costos asociados a criar a un hijo a temprana edad, tanto monetarios como el costo alternativo en tiempo. Por otro lado, Gernominus y Korenman (1992) plantean que muchas veces los estudios que miden outcomes de corto plazo (como por ejemplo, deserción escolar) tienden a encontrar efectos negativos de gran magnitud; en contraste con los estudios que se enfocan en outcomes de largo plazo (como por ejemplo, participación laboral), que encuentran efectos más moderados e incluso nulos.

En tercer lugar, se comprueba una segunda hipótesis: el sesgo genera un parámetro asociado a la maternidad que estaría sobreestimado cuando no se soluciona el problema de endogeneidad, obteniendo un parámetro asociado a la maternidad de -0.1364 con el modelo Probit, pero se encuentra un parámetro de -0.0697 al solucionarlo estimando con Biprobit. Esto concuerda con la teoría y la literatura previa, y se produce porque ambas variables (maternidad y deserción) se mueven de manera conjunta, por lo que al estimar el β antes de instrumentar (Probit) pareciera ser que la maternidad causa un aumento drástico en la deserción. Diversos autores han estudiado los efectos de la maternidad sobre la deserción escolar, y conscientes de que las estimaciones por OLS (o Probit, en este caso) entregan coeficientes sesgados, buscan solucionar el problema de endogeneidad. Ribar (1994) instrumenta la maternidad adolescente con las tasas de aborto y la disponibilidad de ginecólogos y encuentra efectos nulos de la maternidad sobre la completitud de la secundaria luego de instrumentar. Hotz et. al (2005) y Ashcraft y Lang (2006) buscan solucionar la endogeneidad utilizando como instrumento mujeres que sufren una interrupción del embarazo (*miscarriage*). El primer estudio encuentra resultados nulos de haber sido madre adolescente sobre la deserción escolar, mientras que el segundo estudio refina el instrumento de Hotz et. al. (2005) y encuentra resultados negativos y moderados de haber sido madre adolescente. Fletcher y Wolfe (2008) perfeccionan nuevamente ese instrumento y encuentran que ser madre adolescente causa una disminución de 8 puntos porcentuales sobre la probabilidad de graduarse de la secundaria. Para el caso de Chile, Kruger, Berthelon y Navia (2009) instrumentan la maternidad utilizando distintos set de instrumentos y encuentran que la maternidad no tiene efectos causales sobre la escolaridad

(encuentran parámetros negativos pero no significativos). Todos estos autores concuerdan en que la endogeneidad entre la maternidad y la escolaridad genera un sesgo hacia arriba en las estimaciones. Cuando solucionan el problema, encuentran efectos negativos de menor magnitud, e incluso algunos encuentran efectos nulos de la maternidad sobre la escolaridad.

6. Robustez y Comparaciones

A continuación se realizan dos ejercicios que permiten discutir la robustez de los resultados principales. Tal como se concluyó en la sección anterior, no conviene controlar por spillovers, y todas las comparaciones deben hacerse a partir de las tres primeras columnas de la Tabla 5. Adicionalmente, se presenta al final de la sección un cuadro que resume los resultados de estos ejercicios (Tabla 7).

Tabla 6: Ejercicios de Robustez de los Resultados Principales

	RESULTADOS ACTUALES <i>Resultados de la Tabla 5</i>			EJERCICIO 1: <i>Utilizando muestra reducida</i>			EJERCICIO 2: <i>Utilizando Pill_i Antigua</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
PANEL A: PRIMERA ETAPA										
Dep. Var.: Madre Adolescente			Probit			Probit			Probit	2SLS
Pill			-0.0814*** (0.0057)			-0.1395*** (0.0073)				
Pill <i>Antigua</i>									-0.1400*** (0.0061)	-0.2084*** (0.0076)
PANEL B: SEGUNDA ETAPA	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Dep. Var.: Asiste	OLS	Probit	Biprobit	OLS	Probit	Biprobit	OLS	Probit	Biprobit	2SLS
Madre Adol.	-0.2601*** (0.0058)	-0.1364*** (0.0041)	-0.0691*** (0.0246)	-0.2558*** (0.0093)	-0.1336*** (0.0065)	-0.1556*** (0.0206)	-0.2601*** (0.0058)	-0.1364*** (0.0041)	-0.0926*** (0.0174)	-0.2559*** (0.0398)
Resultados Instrumentados	NO	NO	SI	NO	NO	SI	NO	NO	SI	SI
Observations	23,544	23,544	23,544	9,276	9,276	9,276	23,544	23,544	23,544	23,544

NOTA: En esta tabla se presentan los resultados principales (columnas 1 - 3), luego los resultados estimando sólo con una muestra restringida (columnas 4 - 6) y después los resultados instrumentando con *Pill_i Antigua* (columnas 7 - 10). Para los casos de Probit y Biprobbit, se reportan los estimadores expresados como márgenes. En todas las estimaciones se incluyen todos los controles presentados en la Tabla 3. **Panel A:** Estimaciones de la primera etapa. **Panel B:** Estimaciones de la segunda etapa para Asiste, realizadas bajo un modelo Biprobbit. Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En la Tabla 6 se presentan los resultados de ambos ejercicios (el orden de los paneles es el mismo que el de la Tabla 5). En primer lugar, se muestran los resultados principales del presente trabajo (columnas 1, 2 y 3). Luego, se presentan las estimaciones realizadas bajo la primera extensión que elimina las 160 comunas que *podrían* causar endogeneidad en el instrumento (columnas 4, 5 y 6). Por último, se muestran los resultados reemplazando el instrumento *Pill_i* por *Pill_i Antigua*, utilizado en Loyola (2014) (columnas 7, 8, 9 y 10).

6.1. Ejercicio 1: Muestra Reducida de Comunas

Recordando lo discutido en la sección 4.1, existen 160 comunas que nunca cambiaron su situación de entrega de la píldora durante los 4 años de interés. Se sospecha que esas comunas podrían haber adoptado la política de entrega como una respuesta a las características de las mismas y, en ese caso, el instrumento sería endógeno. Por lo tanto, se replican los resultados para la muestra restringida, eliminando a las 160 comunas problemáticas (columnas 4, 5 y 6) y luego se comparan con los resultados principales (columnas 1, 2 y 3).¹⁵

En primer lugar, se analiza la primera etapa de la estimación (Panel A). Se aprecia que el parámetro asociado a $Pill_i$ tiene un valor de -0.0814 en los resultados principales (columna 3) y al reducir la muestra toma el valor de -0.1395 (columna 6), ambos significativos al 1%. Esto significa que la píldora tiene efectos de mayor magnitud para esta muestra reducida y, específicamente, provoca una disminución de 13.95 puntos porcentuales en la probabilidad de ser madre adolescente, lo que representa un aumento considerable en la magnitud del parámetro.

Luego se analiza la segunda etapa (Panel B). Las columnas 1 y 4 se presentan como línea de base pero no serán analizadas, puesto que OLS no es la especificación correcta cuando la variable dependiente es binaria. Se observa que antes de instrumentar, el parámetro asociado a la maternidad en los resultados principales tenía un valor de -0.1364 (columna 2) y al reducir la muestra toma el valor de -0.1336 (columna 5), ambos significativos al 1%. Luego, al encargarse de la endogeneidad y estimar con variables instrumentales, se aprecia que el parámetro asociado a la maternidad tomaba el valor de -0.0691 en los resultados principales, que es estadísticamente significativo al 1% (columna 3). Cuando se restringe la muestra, ese mismo parámetro pasa a ser -0.1556 y es estadísticamente significativo al 1% (columna 6). Por lo tanto, se desprende que para esta submuestra, la maternidad produce una disminución de 15.56 puntos porcentuales en la probabilidad de terminar la secundaria.

En la sección 5 se discutió que la endogeneidad entre la maternidad y la escolaridad produce un estimador asociado a la maternidad que está sobreestimado si no se soluciona dicho problema. Este fenómeno es común en la literatura y está de acuerdo a lo que indica la teoría (Moore y Waite, 1977; Geronimus y Korenman, 1992; Ribar, 1994; Hotz et. al., 2005; Ashcraft y Lang, 2006; Fletcher y Wolfe, 2008; Kruger, Berthelon y Navia, 2009). Sin embargo, en las estimaciones con la muestra reducida se aprecia que esto no se cumple, y el sesgo va en la dirección contraria. En particular,

¹⁵Se realizaron estimaciones similares, pero incluyendo sólo a las 160 comunas *excluidas*. Para esa submuestra, el instrumento no presenta variaciones, por lo que el parámetro de la primera etapa resultó ser nulo (instrumento débil). De ese modo, la interpretación de dichos resultados no tiene sentido y no se presentan.

se obtiene un parámetro asociado a la maternidad de -0.1336 con el modelo Probit (columna 5), pero se encuentra un parámetro de -0.1556 al estimar con Biprobit (columna 6). Esto podría ocurrir porque al eliminar a más de la mitad de las observaciones, la nueva muestra deja de ser representativa, y posee características tales que los individuos que la componen sufren efectos más perjudiciales al ser madre a temprana edad. Por lo tanto, es cierto que la nueva muestra no presenta el potencial problema de endogeneidad que tenía la muestra original, pero tiene el problema de que no es representativa de Chile.

A partir de este problema se realizaron dos ejercicios empíricos (presentados en el Anexo B), en los cuales se discuten las razones por las cuales el instrumento sí sería exógeno para la muestra completa de observaciones, y así eliminar la sospecha de que el instrumento es endógeno por culpa de las 160 comunas en cuestión. Los ejercicios consisten regresionar, con la muestra completa, el instrumento $Pill_i$ con todas las variables utilizadas que fueron medidas a nivel individual. Se concluye que el instrumento utilizado se comporta de manera muy similar a un tratamiento asignado de forma aleatoria a nivel comunal. Con esto se sostiene que las 160 comunas que nunca cambiaron su estado de entrega de la píldora no necesariamente generan endogeneidad en el instrumento, y por lo tanto, sería correcto utilizar la muestra completa de observaciones. Entonces, es preferible sacar las conclusiones a partir de los resultados principales (muestra completa y representativa) que a partir de los resultados obtenidos utilizando la muestra reducida, que no es representativa.

6.2. Ejercicio 2: Utilizando $Pill_i$ Antigua

A modo de comparación con el trabajo de Loyola (2014), que es el único que estudia este mismo fenómeno con el mismo instrumento, se repitieron las estimaciones utilizando $Pill_i$ Antigua como instrumento, al igual que la autora. Dicho estudio además presenta otras dos diferencias: (i) utiliza la Encuesta Nacional de la Juventud (2012) como principal fuente de datos y (ii) las estimaciones se realizan con OLS y 2SLS, por lo que se estimó también la segunda etapa por 2SLS (además de Biprobit), con el fin de hacer comparables los resultados (columna 10).

Recordando lo explicado en la sección 3.1, el criterio utilizado para la construcción de $Pill_i$ Antigua es:

- **MUJERES QUE FUERON MADRE ADOLESCENTE:** para este grupo de individuos es posible detectar el año exacto en que tuvieron relaciones sexuales, año que para ellas fue relevante la existencia de la píldora en su comuna. Cada madre adolescente queda asignada a tratamiento ($Pill_i$ Antigua toma valor 1) si durante el año en que tuvo relaciones sexuales su comuna

entregó la píldora.

- MUJERES QUE NO FUERON MADRE ADOLESCENTE: se clasifica una mujer como tratada si su comuna entregó la píldora durante 2009, 2010, 2011 o 2012; y no es relevante si ella era o no adolescente durante esos años. Este criterio genera un error de medición que asigna a tratamiento a algunas mujeres que no lo serían bajo el criterio de $Pill_i$. Por ejemplo, en el caso de un individuo que en 2013 tiene 15 años. Si su comuna entregó la píldora durante 2009 (a sus 11 años), la persona quedará asignada al grupo de control bajo el criterio de $Pill_i$. En cambio, quedará asignada al grupo de tratamiento bajo el criterio $Pill_i Antigua$, lo que no es correcto porque la distribución de la píldora no era relevante durante ese año para ese individuo en particular ($Pill_i$ considera los años relevantes para el estudio, y además considera en cuáles de esos años la persona era efectivamente adolescente).

A partir de este ejercicio se pueden realizar dos comparaciones distintas: (i) comparación de los resultados principales del estudio con los nuevos resultados obtenidos al utilizar $Pill_i Antigua$, cuya única diferencia es el criterio de asignación del instrumento; y (ii) comparación de los resultados obtenidos por Loyola (2014) con los resultados de este trabajo, cuya única diferencia es la base de datos que utiliza cada estudio.

PRIMERA COMPARACIÓN: EFECTO DE REFINAR EL INSTRUMENTO

Se comparan los resultados principales del estudio (columnas 1, 2 y 3) con los resultados utilizando $Pill_i Antigua$ (columnas 7, 8 y 9). Recordar que el instrumento $Pill_i$ está medido de forma más correcta que $Pill_i Antigua$, por lo que este ejercicio permite analizar los efectos de dicho refinamiento sobre el instrumento.

En primer lugar, se analiza la primera etapa (Panel A). El parámetro asociado a $Pill_i$ de los resultados principales tomaba un valor de -0.0814 , significativo al 1% (columna 3). Luego, al cambiar el criterio de asignación individual de la píldora, se observa que el parámetro asociado a $Pill_i Antigua$ cambia a -0.1400 , significativo al 1% (columna 9). Es decir, si no se hubiese refinado el criterio de asignación individual del instrumento, se desprendería de la primera etapa que la píldora produce una disminución de 14 puntos porcentuales en la probabilidad de ser madre adolescente. Esto representa un cambio en magnitud, pero el parámetro mantiene su signo y significancia.

En segundo lugar, se analiza la segunda etapa (Panel B). Antes de instrumentar los resultados son idénticos, y el parámetro asociado a la maternidad toma el valor de -0.1364 (columnas 2 y

8), lo que es lógico porque el único cambio ocurre al utilizar variables instrumentales. Al hacerlo, el parámetro asociado a la maternidad tomaba el valor de -0.0691 en los resultados principales, significativo al 1% (columna 3). Cuando se utiliza la versión alternativa del instrumento, el valor estimado del mismo parámetro cambia a -0.0926 , significativo al 1% (columna 9). Esto representa un aumento en magnitud del parámetro asociado a la maternidad, y se interpreta como que la maternidad adolescente produce una disminución de 9.26 puntos porcentuales en la probabilidad de terminar la secundaria.

Se desprende de esta comparación que los errores de medición de *Pill_i Antigua* no producirían alteraciones ni en el signo, significancia o dirección del sesgo. Sin embargo, entrega estimadores de mayor magnitud, tanto de la primera como de la segunda etapa. Es decir, las conclusiones principales se mantendrían, pero existen otros casos en que la falta de precisión en la construcción del instrumento genera importantes cambios en los resultados. Por ejemplo, el estudio de Hotz et. al. (2005) encuentra efectos nulos e incluso positivos de haber sido madre adolescente sobre una serie de outcomes, instrumentando con una variable de abortos naturales (*miscarriages*). Luego, Ashcraft y Lang (2006) y Fletcher y Wolfe (2008) realizan de manera independiente refinamientos a dicho instrumento y encuentran efectos negativos. Este caso ya fue discutido en la sección 5.

SEGUNDA COMPARACIÓN: COMPARACIÓN CON LOYOLA (2014)

Se comparan los resultados obtenidos por Loyola (2014) con los resultados del presente estudio utilizando *Pill_i Antigua* (columnas 7 y 10). Dado que el criterio para la asignación de la píldora es el mismo en ambos set de resultados y el método de estimación es el mismo (2SLS), esta comparación permite ver qué sucede solamente como consecuencia de un cambio en la base de datos. En particular, Loyola (2014) utiliza la Encuesta Nacional de la Juventud (2012), mientras que en el presente estudio se utilizan las encuestas CASEN (2011 y 2013).

En primer lugar, se analiza la primera etapa (Panel A). El parámetro asociado a *Pill_i Antigua* en el trabajo de Loyola (2014) tomaba un valor de -0.1140 , pero al utilizar la CASEN en las nuevas estimaciones, dicho parámetro vale -0.2084 (columna 10), ambos significativos al 1%. Esto representa un cambio en magnitud, pero el parámetro mantiene su signo y significancia.

En segundo lugar, se analiza la segunda etapa (Panel B). Antes de instrumentar, el parámetro asociado a la maternidad era de -0.310 en el trabajo de Loyola (2014), mientras que en las nuevas estimaciones es de -0.2601 (columna 7), ambos significativos al 1%. Luego, al encargarse de la

endogeneidad y estimar con variables instrumentales, Loyola (2014) obtenía un parámetro de -0.192 , que no es estadísticamente significativo, mientras que en las nuevas estimaciones utilizando la CASEN, ese mismo parámetro toma un valor de -0.2559 , significativo al 1% (columna 10).

Se desprende de la comparación de ambos trabajos que los resultados no concuerdan. En primer lugar, el parámetro encontrado por Loyola (2014) asociado a la maternidad adolescente en la segunda etapa no es significativamente distinto de cero, mientras que en los resultados actuales sí lo es. Además, en los resultados utilizando la CASEN y bajo 2SLS se observa que el parámetro asociado a la maternidad por OLS es muy similar al estimado por 2SLS. Luego de realizar un test de endogeneidad de Hausman se concluyó que ambos estimadores no son estadísticamente distintos, con lo que no existiría sesgo y convendría estimarlo por OLS (recordar que esta no es la metodología correcta cuando ambas variables son binarias, pero sirve para comparar con el citado estudio). Por último, es importante mencionar que las estimaciones del presente estudio podrían ser más representativas, ya que la encuesta CASEN posee un número de observaciones mayor que la Encuesta Nacional de la Juventud, sumado a que la segunda sólo cuenta con individuos de 173 comunas luego de reducir la muestra a mujeres entre 15 y 22 años.

6.3. Resumen de las Comparaciones

Para terminar, se presenta un cuadro que resume los resultados de las tres comparaciones que se hicieron a partir de los dos ejercicios presentados en la Tabla 7.

El primer ejercicio representa un cambio metodológico con respecto a los resultados principales al eliminar 160 comunas (columna 1). Se desprende que los resultados no serían robustos a esta reducción de la muestra porque la dirección del sesgo se revierte para el parámetro asociado a la maternidad de la segunda etapa. Esto podría ocurrir porque al eliminar a las 160 comunas cambia la representatividad de la muestra, y la submuestra utilizada podría poseer características tales que los individuos que la conforman se ven más perjudicados por la maternidad adolescente. Este ejercicio se realizó de forma exploratoria, y se sostiene que el instrumento sigue siendo exógeno para la muestra completa de observaciones (Anexo B).

El segundo ejercicio permite analizar los efectos de haber refinado el instrumento (columna 2). Se comparan los resultados principales, que utilizan $Pill_i$, con los mismos resultados reemplazando al instrumento por $Pill_i$ Antigua (ambos estimados con Biprobit). Se desprende de esta comparación que cuando se utiliza $Pill_i$ Antigua se sobreestima el parámetro asociado a la maternidad en la segunda etapa, mientras que el signo y la dirección del sesgo se mantiene. Para este caso particular,

refinar el instrumento permite obtener resultados más conservadores, ya que son de menor magnitud, aunque las conclusiones no se ven afectadas. Sin embargo, en otros casos de estudio, los errores de medición en el instrumento pueden llevar a conclusiones erróneas.

Tabla 7: Resumen de las Comparaciones

	(1)	(2)	(3)
	R. Principales → Muestra Reducida	R. Principales → Pill Antigua	Loyola (2014) → R. Principales (2SLS)
PRIMERA ETAPA (γ)			
- Signo	Se Mantiene	Se Mantiene	Se Mantiene
- Conf. Estadística	Se Mantiene	Se Mantiene	Se Mantiene
- Magnitud	Aumenta	Aumenta	Aumenta
SEGUNDA ETAPA (β_{Asiste})			
- Signo	Se Mantiene	Se Mantiene	Se Mantiene
- Conf. Estadística	Se Mantiene	Se Mantiene	Aumenta
- Dirección sesgo	Cambia	Se Mantiene	Inconcluso
- Magnitud	Aumenta	Aumenta	Aumenta

Por último, el tercer ejercicio (columna 3) permite comparar el trabajo de Loyola (2014) con los resultados del presente trabajo (ambos estimados con 2SLS), gracias a que se estimó instrumentando a la maternidad con $Pill_i$ Antigua. Los resultados difieren en ambos trabajos, ya que Loyola (2014) encuentra un parámetro negativo pero que no es significativo. En cambio, en el presente estudio se obtiene un parámetro asociado a la maternidad que es negativo y significativo, pero que es prácticamente igual al caso con OLS, con lo que no habría sesgo. Es importante recordar que 2SLS no es la metodología correcta para estimar en este caso, por lo que el análisis de esta columna no representa un análisis de robustez de los resultados, sino que es sólo una comparación con el citado trabajo.

7. Conclusiones

En este trabajo se estimó el efecto de la maternidad adolescente sobre la deserción escolar. Tal como se discutió, el principal desafío empírico es determinar un efecto causal, puesto que ambas variables podrían estar determinadas simultáneamente por otros factores (algunos no observables), generando endogeneidad en las estimaciones. Para solucionarlo, se utilizó la metodología de variables instrumentales, instrumentando la variable de maternidad con la disponibilidad de la píldora anticonceptiva de emergencia.

Los resultados principales indican que la maternidad adolescente causa una disminución de 6.91 puntos porcentuales en la probabilidad de terminar la secundaria. Con esto se comprueba la hipótesis inicial del estudio, es decir, que la maternidad tiene un efecto causal negativo sobre la permanencia escolar. El signo del efecto encontrado puede ser explicado, en primer lugar, por los altos costos asociados a criar un hijo a temprana edad (Moore y Waite, 1977), y en segundo lugar, porque el outcome utilizado es de corto plazo (Geronimus y Korenman, 1992). Además, estos resultados brindan nueva evidencia de que el sesgo producido por la endogeneidad se traduce en una sobreestimación del parámetro asociado a la maternidad, lo que concuerda con la teoría y la literatura previa. Finalmente, se analizó la presencia de spillovers desde comunas con píldora (tratadas) hacia comunas sin píldora (no tratadas). Se determinó que no es correcto controlar por spillovers en este caso de estudio, ya que se violan los supuestos que permiten obtener estimadores consistentes bajo esa metodología. De todas formas, es posible concluir que estos ocurren a distancias de hasta 20 kilómetros.

Este es el primer estudio que utiliza este instrumento para la maternidad en una muestra representativa a nivel comunal en Chile. Los resultados permiten concluir que, para el caso de Chile, podría existir un efecto causal importante de la maternidad sobre la deserción escolar. Sin embargo, dado que la variación exógena de la píldora del día después ocurrió sólo entre 2008 y 2013, y los datos fueron recolectados entre 2011 y 2013, estos resultados miden un efecto de la maternidad a corto plazo. Es por eso que queda pendiente para el futuro estudiar los efectos de la maternidad sobre otros outcomes, tales como años de educación alcanzados, obtención de algún grado de educación superior, ingresos percibidos a largo plazo, participación laboral, decisiones de matrimonio, y otros.

BIBLIOGRAFÍA

- Angelucci y Maro** (2010). “*Program Evaluation and Spillover Effects*”. SPD Working Papers 1003, InterAmerican Development Bank, Office of Strategic Planning and Development Effectiveness (SPD).
- Angrist, Imbens y Rubin** (1996). “*Identification of causal effects using instrumental variables*”. Journal of the American Statistical Association 91: 444 - 472.
- Angrist y Krueger** (1991). “*Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?*” Quarterly Journal of Economics 106: 979 - 1014.
- Angrist y Pischke** (2008). “*Mostly harmless econometrics: An empiricist’s companion*”. Princeton university press.
- Ashcraft y Lang** (2006). “*The Consequences of Teenage Childbearing*”. NBER Working Papers 12485, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Bailey, Hershbein y Miller** (2012). “*The Opt-In Revolution? Contraception and the Gender Gap in Wages*”. American Economic Journal: Applied Economics, American Economic Association, vol. 4(3), pages 225-54, July.
- Becker** (1960). “*An Economic Analysis of Fertility*”. En el libro: “Demographic and Economic Change in Developed Countries”. Columbia University Press, Volume ISBN: 0-87014-302-6.
- Beyer** (1998) “*Desempleo Juvenil o un Problema de Deserción Escolar?*”. Estudios Públicos, 71.
- Bentancor y Clarke** (2014). “*Assessing Plan B: The Effect of the Morning after Pill on Children and Women*”.
- Bound, Jaeger y Baker** (1995). “*Problems with instrumental variable estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variables is weak*”. Journal of the American Statistical Association 90: 443 - 450.
- Card y Wise** (1978). “*Teenage Mothers and Teenage Fathers: The Impact of Early Childbearing on the Parent’s Personal and Professional Lives*”. Family Planning Perspectives, X , 199-205.
- Clarke** (2014). “*Estimating Difference-in-Differences in the Presence of Spillovers: Theory and Application to Contraceptive Reforms in Latin America*”. Faculty of Economics, The University of Oxford.

- Díaz, Melis, y Palma** (2005). “*Adolescentes y Jóvenes que Abandonan sus Estudios Antes de Finalizar la Enseñanza Media: Principales Tendencias*”. Departamento de Estudios, División Social. MIDEPLAN.
- Dides, Benavente y Morán** (2009). “*Entrega de la Píldora Anticonceptiva de Emergencia en el Sistema de Salud Municipal, Chile*”. Documento de Trabajo, FLACSO-Chile y Programa Género y Equidad.
- Dides, Benavente y Sáez** (2010). “*Entrega de la Píldora Anticonceptiva de Emergencia en el Sistema de Salud Municipal, Chile*”. FLACSO-Chile y Consorcio Latinoamericano de Concepción de Emergencia.
- Dides, Benavente, Sáez, Nicholls y Correa** (2011) “*Provisión de Anticoncepción de Emergencia en el Sistema de Salud Municipal de Chile*”. Serie de Documentos nro. 2. Universidad Central de Chile.
- Durrance** (2013). “*The effects of increased access to emergency contraception on sexually transmitted disease and abortion rates*”. *Economic Inquiry*, 51(3):1282 - 1695.
- Fletcher y Wolfe** (2008). “*Education and Labor Market, Consequences of Teenage Childbearing: Evidence Using the Timing of Pregnancy Outcomes and Community Fixed Effects*”. CEPR Discussion Papers 573, Centre for Economic Policy Research, Research School of Economics, Australian National University.
- Geronimus y Korenman** (1992). “*The socioeconomic consequences of teen childbearing reconsidered*”. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1187-1214.
- Goldin y Katz** (2002a). “*The Power of the Pill: Oral Contraceptives and Women’s Career and Marriage Decisions*”. *Journal of Political Economy*, 110(4):730 - 770.
- Gross, Lafortune y Low** (2014). “*What Happens the Morning After? The Costs and Benefits of Expanding Access to Emergency Contraception*”. *Journal of Policy Analysis and Management*, John Wiley and Sons, Ltd., vol. 33(1), pages 70-93, 01.
- Hotz, McElroy y Sanders** (2005). “*Teenage Childbearing and Its Life Cycle Consequences: Exploiting a Natural Experiment*”. *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 40(3).

- Klepinger, Lundberg y Plotnick** (1995a). “*Adolescent Fertility and the Education Attainment of Young Women*”. Family Planning Perspectives Vol. 27, No. 1 (Jan. - Feb., 1995), pp. 23-28.
- Kruger y Berthelon** (2009). “*Delaying the bell: The Effects of Longer School Days on Adolescent Motherhood in Chile*”. Discussion Paper series, IZA.
- Kruger, Berthelon, y Navia** (2009). “*Adolescent Motherhood and Secondary Schooling in Chile*”. Discussion Paper series, IZA.
- Leibowitz, Eisen y Chow** (1984). “*An Economic Model of Teenage Pregnancy Decision-Making*”. Demography, Vol. 23, No. 1 (Feb., 1986), pp. 67-77.
- León, Minassian, Borgoño y Bustamante** (2008). “*Embarazo adolescente*”. Revista Pediatría Electrónica, Universidad de Chile, vol. 5 n. 1.
- Loyola** (2014). “*Efectos del Embarazo Adolescente en Chile*”. Tesis de Magíster en Economía, Universidad de Chile, Escuela de Economía.
- Lundberg y Plotnick** (1995). “*Adolescent Premarital Childbearing: Do Economic Incentives Matter?*”. Journal of Labor Economics, Vol. 13, No. 2 (Apr., 1995), pp. 177-200.
- Mineduc** (2013). “*Serie de evidencias: Medición de la Deserción Escolar en Chile*”. Centro de Estudios, Ministerio de Educación de Chile.
- Montero** (2007). “*Trabajo y Deserción Escolar: Quién Protesta por Ellos?*”. Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Moore y Hofferth** (1981). “*Teenage Childbearing Consequences for Women, Families and Government Welfare Expenditures*”. In. K. Scott et. al. (eds.), Teenage Mothers and Their Offspring. New York: Wiley.
- Moore y Waite** (1977). “*Early Childbearing and Educational Attainment*”. Family Planning Perspectives. Vol. 9, No. 5 (Sep. - Oct., 1977), pp. 220-225.
- Nichols** (2007). “*Causal inference with observational data*”. Stata Journal, 7(4), 507.
- Ribar** (1994). “*Teenage Fertility and High School Completion*”. Review of Economics and Statistics, 76:3 (August 1994), 413-24. Online: <http://www.jstor.org/stable/2109967>.
- Ribar** (1999). “*The socioeconomic consequences of young women’s childbearing: Reconciling disparate evidence*”. Journal of Population Economics Volume 12, Issue 4 , pp 547-565.

- Rosengard, Pollock, Weitzen, Meers y Phipps** (2006). “*Concepts of the Advantages and Disadvantages of Teenage Childbearing Among Pregnant Adolescents: A Qualitative Analysis*”. Pediatrics (Official Journal of the American Academy of Pediatrics), Volume 118, Number 2, August.
- Rosenzweig y Wolpin** (1995). “*Sisters, siblings, and mothers: the effect of teenage childbearing on birth outcomes in a dynamic family context*”. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 303-326.
- Santos** (2009). “*Dinámica de la Deserción Escolar en Chile*”. Documento de Trabajo CPCE nro. 3. Universidad Diego Portales.
- Sapelli y Torche** (2004). “*Deserción Escolar y Trabajo Juvenil: Dos Caras de una Misma Decisión?*”. Cuadernos de Economía, Vol. 41, p. 173 - 198.

ANEXOS

A. Efectos de la Presencia de Spillovers con Variables Instrumentales

A.1. Análisis Teórico de los Efectos de los Spillovers

Clarke (2014) propone un método para estimar los efectos de un tratamiento de forma consistente cuando se viola localmente el supuesto de SUTVA.¹⁶ Específicamente, la metodología que presenta permite estimar los efectos de un tratamiento en presencia de spillovers locales del tipo *equilibrio general*.¹⁷ Se postula que existen unidades (teóricamente asignadas al grupo de control) que en realidad sí logran recibir el tratamiento. La clave de la metodología es definir un nuevo grupo: *Close to Treatment*, que son unidades asignadas al grupo de control pero que están a una *distancia* suficientemente cercana al tratamiento como para verse afectados por el mismo. Esta *distancia* puede ser medida a partir de una o varias variables de interés, las cuales tienen que ser capaces de *predecir* el canal por el cual ocurren los spillovers (a más distancia del tratamiento, menos efectos del mismo se perciben). En el caso particular de la píldora del día después, la única medida de distancia que se ha utilizado es la distancia en kilómetros entre las unidades de control y la unidad de tratamiento más cercana a ella.¹⁸

Notar que la metodología presentada en este anexo permite capturar (recuperar) un efecto *perdido* del tratamiento sobre las unidades cercanas al tratamiento, dado que fueron asignadas a control. Es decir, comunas no tratadas y cercanas se contagian con el tratamiento. Si ocurren spillovers locales en dicha dirección (*Treatment* \rightarrow *Control*), también deben existir spillovers locales entre unidades de tratamiento (*Treatment* \rightarrow *Treatment*). Por ejemplo, una comuna tratada y que a su vez está rodeada de comunas tratadas, podría tener una reacción más fuerte al tratamiento que una comuna tratada que se encuentra aislada entre comunas de control. Sin embargo, no es necesario realizar supuestos acerca de esos spillovers *internos* (se reconoce que existen), pero hay que tener en cuenta que el parámetro γ de la primera etapa mide un efecto promedio de todas las

¹⁶ *Stable Unit Treatment Value Assumption*, en palabras simples, que el estado de tratamiento de una unidad de tratamiento no afecta el outcome potencial de las demás unidades de estudio.

¹⁷ Es decir, spillovers que ocurren por fuerzas de oferta y demanda. Ver Angelucci y Maro (2010) para más detalles sobre los tipos de spillovers.

¹⁸ Pero por ejemplo, en un programa en el cual el tratamiento consiste en brindar información a los participantes, el canal por el cual ocurren los spillovers no es predecible, y por lo tanto, tampoco es posible definir una medida de distancia (porque no se sabe si un individuo del grupo de tratamiento le contó por teléfono u otro medio la nueva información a otro individuo perteneciente al grupo de control).

comunas tratadas. Dicho efecto podría ser descompuesto del mismo modo que los *Close*, pero no se hace en el presente trabajo.

Clarke (2014) desarrolla una teoría válida para estimar consistentemente el efecto de un tratamiento con la metodología de *Diff in Diff*. En este trabajo se adapta dicha metodología para poder entender cómo operan los spillovers en un contexto de variables instrumentales, específicamente cuando los spillovers ocurren en el tratamiento utilizado como instrumento en la primera etapa (lo que hace Clarke (2014) es estimar el equivalente a la primera etapa de este estudio). Suponiendo que se quiere estimar el siguiente modelo:

$$\text{Ecuación Principal: } Y = X\beta + \epsilon \quad (6)$$

$$\text{Primera Etapa: } X = Z\gamma + \eta \quad (7)$$

En donde $Cov(X, \epsilon) \neq 0$, Z es el instrumento que asigna el tratamiento para el cual ocurren los spillovers (por ejemplo, la disponibilidad de la píldora) y γ es el parámetro que mide el efecto del tratamiento sobre la variable endógena, X (por ejemplo, el parámetro que mide el efecto de la píldora sobre la maternidad). Además, $Cov(Z, \epsilon) = 0$ y $\gamma \neq 0$, por lo que el instrumento es válido. Además se define:

$$\hat{X} = Z\hat{\gamma} \quad (8)$$

Ahora, considerando que existen spillovers locales, y algunos individuos *cercanos* al tratamiento se ven afectados por el mismo, la primera etapa presentada en (7) contendría una variable omitida. La verdadera primera etapa es:

$$\text{Primera Etapa: } X = Z\gamma + C\pi + \nu \quad (9)$$

En donde C es una variable binaria que toma 1 si el individuo está lo suficientemente *cerca* del tratamiento, mientras que π mide el efecto del tratamiento para dicho grupo de personas. Notar que C es un nuevo instrumento, que representa el mismo tratamiento que generó a Z , pero en una menor intensidad ($|\pi| < |\gamma|$). Además, $Cov(Z, \nu) = 0$, $Cov(C, \nu) = 0$ y $Cov(Z, C) \neq 0$. Esto implica que $Cov(Z, \eta) \neq 0$ cuando se estima la primera etapa en (7), y por lo tanto, $\hat{\gamma}$ es inconsistente. Finalmente, se hizo el supuesto de que los spillovers ocurren sólo por razones exógenas a Y , es decir, $Cov(C, \epsilon) = 0$. Si este último supuesto no se cumple, se tiene que el set de instrumentos C sería

endógeno, y no convendría incluirlos en la estimación (caso discutido en detalle en la sección A.3). A continuación, se analiza la consistencia de la primera y la segunda etapa cuando no se considera la presencia de spillovers (es decir, cuando se estima (6) y (7)) y cuando se cumple el supuesto de exogeneidad tanto para Z como para C .

PRIMERA ETAPA SIN CORREGIR POR SPILLOVERS

Notar que como existe endogeneidad en la regresión principal, $Cov(X, \epsilon) \neq 0$; y como hay variable omitida en la primera etapa en (7), $Cov(Z, \eta) \neq 0$. Dicho lo anterior, se toma el estimador de γ a partir de (7):

$$\hat{\gamma} = (Z'Z)^{-1}Z'X \quad (10)$$

Reemplazando (9) en (10) y luego multiplicando y dividiendo por n de forma conveniente:

$$\begin{aligned} \hat{\gamma} &= (Z'Z)^{-1}Z'X \\ &= (Z'Z)^{-1}Z'(Z\gamma + C\pi + \nu) \\ &= \gamma \underbrace{(Z'Z)^{-1}Z'Z}_{\text{Identidad}} + \pi(Z'Z)^{-1}Z'C + (Z'Z)^{-1}Z'\nu \\ \hat{\gamma} &= \gamma + \pi \left(\frac{Z'Z}{n} \right)^{-1} \left(\frac{Z'C}{n} \right) + \left(\frac{Z'Z}{n} \right)^{-1} \left(\frac{Z'\nu}{n} \right) \end{aligned} \quad (11)$$

Luego se definen los siguientes *plim* para poder analizar la consistencia de $\hat{\gamma}$, que son ciertos si se cumplen las condiciones de Grenander (con eso se asegura que cada Q sea una matriz que no *explota*):

$$plim \left(\frac{Z'Z}{n} \right) = Q_{ZZ} \quad plim \left(\frac{Z'C}{n} \right) = Q_{ZC} \quad plim \left(\frac{Z'\nu}{n} \right) = 0$$

En donde Q_{ZZ} es una matriz definida positiva y Q_{ZC} es definida negativa por construcción.¹⁹

Finalmente, tomando *plim* $\hat{\gamma}$ en (11) se tiene que:

¹⁹ $Cov(Z, C) < 0$ porque C sólo toma valores 1 si Z es igual a cero, por lo que se mueven en dirección contraria, a menos que ambas variables tomen el valor cero. Recordar que $plim X = E(X)$ cuando $lim_{n \rightarrow \infty} V(X) = 0$ (convergencia en media cuadrática, que implica convergencia en probabilidad).

$$\begin{aligned}
plim \hat{\gamma} &= \gamma + \pi Q_{ZZ}^{-1} Q_{ZC} + Q_{ZZ}^{-1} * 0 \\
plim \hat{\gamma} &= \underbrace{\gamma}_{\pm} + \underbrace{\pi}_{\pm} \underbrace{Q_{ZZ}^{-1}}_{+} \underbrace{Q_{ZC}}_{-}
\end{aligned}$$

Notar que γ y π siempre tendrán el mismo signo, ya se asume que toda la población se ve afectada en la misma dirección por el tratamiento. Esto implica que la presencia de spillovers genera siempre un $\hat{\gamma}$ inconsistente y la dirección del sesgo es siempre hacia cero (sin importar el signo de γ). Por ejemplo, si $\gamma < 0$, entonces $\pi < 0$ y también $Q_{ZC} < 0$, por lo que $\hat{\gamma}$ se ve sesgado hacia cero. Por otro lado, si $\gamma > 0$, entonces $\pi > 0$ y $Q_{ZC} < 0$, por lo que nuevamente $\hat{\gamma}$ se ve sesgado hacia cero. Esto implica que cuando se estima el efecto de la píldora sobre la maternidad adolescente, el parámetro observado podría estar sesgado hacia cero (sólo en presencia de spillovers).

SEGUNDA ETAPA SIN CORREGIR POR SPILLOVERS

A continuación se analiza la consistencia de $\hat{\beta}_{2SLS}$. Tomando a partir de (6) el estimador de β por 2SLS, y luego reemplazando Y (en este caso de estudio, β corresponde al efecto de la maternidad sobre la asistencia escolar) se tiene que:

$$\begin{aligned}
\hat{\beta}_{2SLS} &= (\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'Y \\
&= (\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'(\hat{X}\beta + \epsilon) \\
&= \underbrace{(\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'\hat{X}}_{\text{Identidad}}\beta + (\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'\epsilon \\
\hat{\beta}_{2SLS} &= \beta + (\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'\epsilon \tag{12}
\end{aligned}$$

Luego, reemplazando (8) y (10) en (12):

$$\begin{aligned}
\hat{\beta}_{2SLS} &= \beta + (\hat{X}'\hat{X})^{-1}\hat{X}'\epsilon \\
&= \beta + (X'Z(Z'Z)^{-1})^{-1} \underbrace{Z'Z(Z'Z)^{-1}Z'X^{-1}X'Z(Z'Z)^{-1}Z'}_{\text{Identidad}}\epsilon \\
&= \beta + (X' \underbrace{Z(Z'Z)^{-1}Z'}_{P_Z = Z(Z'Z)^{-1}Z'} X)^{-1} X'Z(Z'Z)^{-1}Z'\epsilon \\
\hat{\beta}_{2SLS} &= \beta + (X'P_Z X)^{-1} X'P_Z \epsilon \tag{13}
\end{aligned}$$

Como $X = Z\gamma + C\pi + \nu$, no está fijo en muestras repetidas, entonces $E(\hat{\beta}_{2SLS}) \neq \beta$. Es decir, el estimador 2SLS está sesgado en muestra pequeña (igual que cualquier estimador de 2SLS). Pero al reemplazar X en la ecuación (13), y desarrollando un poco, se puede analizar la consistencia de $\hat{\beta}_{2SLS}$:

$$\begin{aligned}
\hat{\beta}_{2SLS} &= \beta + (X'P_ZX)^{-1}X'P_Z\epsilon \\
&= \beta + \left(\underbrace{(Z\gamma + C\pi + \nu)'P_Z(Z\gamma + C\pi + \nu)}_F \right)^{-1} (Z\gamma + C\pi + \nu)'P_Z\epsilon \\
&= \beta + F^{-1}(Z'\gamma + C'\pi + \nu')P_Z\epsilon \\
\hat{\beta}_{2SLS} &= \beta + \gamma * F^{-1}Z'P_Z\epsilon + \pi * F^{-1}C'P_Z\epsilon + F^{-1}\nu'P_Z\epsilon \tag{14}
\end{aligned}$$

La ecuación (14) es importante y se volverá a ella después. Por mientras, hay que analizar qué ocurre dentro de F cuando $n \rightarrow \infty$:

$$\begin{aligned}
F &= (Z\gamma + C\pi + \nu)'P_Z(Z\gamma + C\pi + \nu) \\
&= (\gamma Z'P_Z + \pi C'P_Z + \nu'P_Z)(Z\gamma + C\pi + \nu) \\
F &= \gamma^2 Z'P_ZZ + \pi\gamma C'P_ZZ + \gamma\nu'P_ZZ + \\
&\quad \pi\gamma Z'P_ZC + \pi^2 C'P_ZC + \pi\nu'P_ZC + \\
&\quad \gamma Z'P_Z\nu + \pi C'P_Z\nu + \nu'P_Z\nu \tag{15}
\end{aligned}$$

Notar en (15) que F tiene 9 términos, en cada uno de los cuales hay que reemplazar $P_Z = Z(Z'Z)^{-1}Z'$:

$$\begin{aligned}
F &= \gamma^2 \underbrace{Z'Z(Z'Z)^{-1}Z'Z}_{\text{Identidad}} + \pi\gamma C' \underbrace{Z(Z'Z)^{-1}Z'Z}_{\text{Identidad}} + \gamma\nu' \underbrace{Z(Z'Z)^{-1}Z'Z}_{\text{Identidad}} + \\
&\quad \pi\gamma \underbrace{Z'Z(Z'Z)^{-1}Z'C}_{\text{Identidad}} + \pi^2 C' \underbrace{Z(Z'Z)^{-1}Z'C}_{\text{Identidad}} + \pi\nu' \underbrace{Z(Z'Z)^{-1}Z'C}_{\text{Identidad}} + \\
&\quad \gamma \underbrace{Z'Z(Z'Z)^{-1}Z'\nu}_{\text{Identidad}} + \pi C' \underbrace{Z(Z'Z)^{-1}Z'\nu}_{\text{Identidad}} + \nu' \underbrace{Z(Z'Z)^{-1}Z'\nu}_{\text{Identidad}}
\end{aligned}$$

Simplificando las identidades y multiplicando y dividiendo por n de forma conveniente se llega a:

$$\begin{aligned}
F &= \gamma^2 \left(\frac{Z'Z}{n} \right) * n + \pi\gamma \left(\frac{C'Z}{n} \right) * n && + \gamma \left(\frac{\nu'Z}{n} \right) * n && + \\
&\pi\gamma \left(\frac{Z'C}{n} \right) * n + \pi^2 \left(\frac{C'Z}{n} \right) \left(\frac{Z'Z}{n} \right)^{-1} \left(\frac{Z'C}{n} \right) * n && + \pi \left(\frac{\nu'Z}{n} \right) \left(\frac{Z'Z}{n} \right)^{-1} \left(\frac{Z'C}{n} \right) * n && + \\
&\gamma \left(\frac{Z'\nu}{n} \right) * n + \pi \left(\frac{C'Z}{n} \right) \left(\frac{Z'Z}{n} \right)^{-1} \left(\frac{Z'\nu}{n} \right) * n && + \left(\frac{\nu'Z}{n} \right) \left(\frac{Z'Z}{n} \right)^{-1} \left(\frac{Z'\nu}{n} \right) * n && \quad (16)
\end{aligned}$$

Notar que (16) se puede factorizar por n , de modo que $F = n * E$. A continuación se definen una serie de límites en probabilidad que se cumplen bajo las condiciones de Grenander (con eso se asegura que cada Q sea una matriz que no *explota*) y que permiten estudiar la convergencia de E y de F .

$$\begin{aligned}
plim \left(\frac{Z'Z}{n} \right) &= Q_{ZZ} & plim \left(\frac{C'Z}{n} \right) &= Q_{CZ} & plim \left(\frac{Z'C}{n} \right) &= Q_{ZC} \\
plim \left(\frac{Z'\nu}{n} \right) &= 0 & plim \left(\frac{\nu'Z}{n} \right) &= 0 & plim \left(\frac{Z'\epsilon}{n} \right) &= 0
\end{aligned}$$

Tomando $plim$ en (16) se llega a que $plim E = Q_E$. Esto permite imaginarse a E como si fuera constante cuando $n \rightarrow \infty$ (para todos los efectos prácticos). Ahora, considerando que $F = n * E$, también es cierto que $F^{-1} = (n * E)^{-1}$. Retomando (14), se reemplaza $F^{-1} = (n * E)^{-1}$ y también $P_Z = Z(Z'Z)^{-1}Z'$:

$$\begin{aligned}
\hat{\beta}_{2SLS} &= \beta + \gamma F^{-1} Z' P_Z \epsilon && + \pi F^{-1} C' P_Z \epsilon && + F^{-1} \nu' P_Z \epsilon \\
&= \beta + \gamma (nE)^{-1} \underbrace{Z'Z(Z'Z)^{-1}}_{\text{Identidad}} Z' \epsilon + \pi (nE)^{-1} C' Z (Z'Z)^{-1} Z' \epsilon + (nE)^{-1} \nu' Z (Z'Z)^{-1} Z' \epsilon
\end{aligned}$$

Finalmente, multiplicando y dividiendo los términos por n de forma conveniente, se analiza $plim \hat{\beta}_{2SLS}$:

$$\begin{aligned}
\hat{\beta}_{2SLS} &= \beta + \gamma (\mathcal{N}E)^{-1} \left(\frac{Z'\epsilon}{n} \right) * \mathcal{N} + \pi (\mathcal{N}E)^{-1} \left(\frac{C'Z}{n} \right) \left(\frac{Z'Z}{n} \right)^{-1} \left(\frac{Z'\epsilon}{n} \right) * \mathcal{N} + (\mathcal{N}E)^{-1} \left(\frac{\nu'Z}{n} \right) \left(\frac{Z'Z}{n} \right)^{-1} \left(\frac{Z'\epsilon}{n} \right) * \mathcal{N} \\
plim \hat{\beta}_{2SLS} &= \beta + \gamma Q_E^{-1} * 0 + \pi Q_E^{-1} Q_{CZ} Q_{ZZ}^{-1} * 0 + Q_E^{-1} * 0 * Q_{ZZ}^{-1} * 0 \\
plim \hat{\beta}_{2SLS} &= \beta
\end{aligned}$$

Con esto se concluye que el estimador $\hat{\beta}_{2SLS}$ es **consistente** incluso cuando no se controla por

spillovers.

La única situación en que no será consistente (cumpliendo todos los supuestos nombrados al principio) será cuando exista un 100% de spillovers, en cuyo caso no tiene sentido separar por comunas de *treatment*, *close* y *control*, porque son todas igualmente afectadas por el tratamiento. En otras palabras, γ valdría cero, y Z sería un instrumento débil. El supuesto necesario para que $|\gamma| > 0$ es que el SUTVA se cumpla para *algunas* unidades (Clarke, 2014), mientras que las unidades contagiadas - o lo que es lo mismo, las unidades para las cuales SUTVA se viola localmente - serán pertenecientes al grupo *close*.

A.2. Simulaciones Empíricas

Resumiendo las conclusiones de lo demostrado en la sección anterior:

- PRIMERA ETAPA: el parámetro de interés de la primera etapa (γ) será inconsistente y sesgado hacia cero antes de controlar por la presencia spillovers (si es que existen). Luego, al agregar el set de instrumentos $Close_i$, la regresión de la primera etapa queda bien identificada y se obtiene un γ consistente.
- SEGUNDA ETAPA: el parámetro de interés de la segunda etapa (β) será consistente antes de controlar por spillovers. Esto ocurre porque el instrumento original, $Pill_i$, cumple la condición de exogeneidad. Luego, al controlar por spillovers, se introduce el set de instrumentos $Close_i$, que también cumplen con dicha condición. Por lo tanto, se obtiene nuevamente un β consistente.

Hasta ahora, la distancia para la cual una unidad de control es considerada *cercana* se ha asumido como exógena arbitrariamente. Para poder detectar a partir de los datos el alcance de los spillovers (o nivel de contagio), se agregan poco a poco instrumentos adicionales en la primera etapa, que toman 1 si una comuna asignada inicialmente a control se ubica cerca de alguna de tratamiento. Esto se hace cada vez para distancias más lejanas: primero, de 0 a 10 kilómetros ($Close_{0-10}$), luego se agregan las que capturan distancias mayores ($Close_{10-20}$, $Close_{20-30}$, y así sucesivamente hasta que dejen de ser significativas). En el estudio de Bentancor y Clarke (2014) se concluye que los spillovers para el caso de la píldora del día después en Chile tienen un alcance de hasta 30 km.

En esta sección se creó una muestra ficticia de 100,000 observaciones, en donde existen spillovers fuertes hasta 30 km y spillovers moderados entre los 30 km y 60 km de distancia de una unidad de

tratamiento. El modelo poblacional es el siguiente, siendo y_i el outcome principal:

$$y_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \beta_5 x_{5i} + \beta_6 x_{6i} + \beta_7 x_{7i} \quad (17)$$

Los valores poblacionales de los parámetros en (17) son los siguientes :

$$\beta_1 = 3 \quad \beta_2 = 1,2 \quad \beta_3 = 2 \quad \beta_4 = -1$$

$$\beta_5 = -0,5 \quad \beta_6 = 1 \quad \beta_7 = 1$$

Además, x_{6i} y x_{7i} son variables no observables, por lo que sólo se puede estimar:

$$y_i = \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \beta_4 x_{4i} + \beta_5 x_{5i} + \epsilon_i \quad (18)$$

Por otra parte, x_{1i} poblacional está construido de la siguiente manera:

$$x_{1i} = \gamma z_i + \pi_1 Close_{0-30} + \pi_2 Close_{30-60} + \phi_2 x_{2i} + \phi_3 x_{3i} + \phi_4 x_{4i} + \phi_5 x_{5i} + \phi_7 x_{7i} + \phi_8 x_{8i} \quad (19)$$

En donde z_i es la variable de tratamiento (instrumento original) y $Close_{m-n}$ son las variables de cercanía (nuevo set de instrumentos). Los valores poblacionales de los parámetros para la construcción de x_{1i} son:

$$\gamma = 5 \quad \pi_1 = 3 \quad \pi_2 = 2 \quad \phi_2 = 1 \quad \phi_3 = 1$$

$$\phi_4 = 1 \quad \phi_5 = 1 \quad \phi_7 = 1 \quad \phi_8 = 1$$

Además, x_{7i} y x_{8i} son variables no observables. Notar que x_{6i} no está presente en la construcción de x_{1i} , y al mismo tiempo, x_{8i} no está presente en la construcción de y_i . Pero ambas variables están determinadas por x_{7i} , que es la fuente de endogeneidad entre ambas. Por lo tanto, sólo se puede estimar la siguiente primera etapa:

$$x_{1i} = \gamma z_i + \pi_1 Close_{0-30} + \pi_2 Close_{30-60} + \phi_2 x_{2i} + \phi_3 x_{3i} + \phi_4 x_{4i} + \phi_5 x_{5i} + \nu_i \quad (20)$$

Los resultados de la simulación empírica se presentan en la Tabla 8, en la cual el tratamiento (z_i) es exógeno, al igual que los spillovers (variables $Close_{m-n}$).

Tabla 8: Simulación de 2SLS en Presencia de Spillovers

PANEL A: PRIMERA ETAPA	(1)	(2)	(3)	(4)
Dep. Var: x1		2SLS	2SLS	2SLS
z		4.5320*** (0.1060)	4.7822*** (0.1089)	4.9986*** (0.1124)
Close 0 - 30			2.4772*** (0.2487)	2.6936*** (0.2502)
Close 30 - 60				1.9414*** (0.2529)
PANEL B: SEGUNDA ETAPA	(1)	(2)	(3)	(4)
Dep. Var: y	OLS	2SLS	2SLS	2SLS
x1	3.4910*** (0.0027)	2.9860*** (0.0235)	2.9818*** (0.0230)	2.9819*** (0.0226)
Observations	100,000	100,000	100,000	100,000

NOTA: En este cuadro se presentan las estimaciones cuando se cumple el supuesto de exogeneidad de los spillovers. Panel A: Estimaciones de la primera etapa. Cada columna muestra la distancia hasta la cual se controlan spillovers. Se incluyeron todas las variables "observables" descritas anteriormente. Panel B: Las estimaciones corresponden a la segunda etapa por 2SLS, luego de haber controlado por spillovers durante la primera etapa.

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Al analizar la primera etapa (Panel A), se observa que el parámetro de interés (asociado a z_i) es inconsistente antes de controlar los spillovers y está sesgado hacia cero, tal como predice la teoría (columna 2). Luego, al controlar por spillovers, dicho estimador converge a $\gamma = 5$, su verdadero valor poblacional (columnas 3 y 4).

Al analizar la segunda etapa (Panel B), se observa que el parámetro de interés es consistente antes de controlar los spillovers (columna 2) y converge a su verdadero valor poblacional $\beta = 3$, tal como predice la teoría. Luego, al controlar los spillovers, el parámetro se mantiene en los mismos valores (columnas 3 y 4).

Habiendo analizado lo anterior, se concluye que cuando los spillovers son exógenos, las estimaciones de la segunda etapa siempre serán consistentes. Adicionalmente, cuando estos se controlan, es posible obtener un parámetro consistente asociado al tratamiento en la primera etapa. La metodología también es útil para detectar la presencia y el alcance de los spillovers. Controlar la presencia de spillovers bajo estas condiciones permite obtener el impacto del tratamiento sobre la variable endógena de manera consistente, lo que en muchas aplicaciones empíricas es de gran relevancia. Por ejemplo, para el caso del efecto de la píldora del día después sobre la maternidad adolescente,

tratamiento que surge de una decisión de política.

A.3. Violación de Supuestos: Caso con Spillovers Endógenos

En esta sección se estudia el comportamiento de la primera y la segunda etapa cuando se viola el supuesto de exogeneidad de los spillovers. Se debe recordar que el tratamiento mismo (Z) sí cumple con la condición de exogeneidad requerida para ser un instrumento válido. Es decir, $Cov(Z, \epsilon) = 0$. Al controlar por spillovers bajo la metodología de variables instrumentales, se agrega un nuevo set de instrumentos, llamados C (desde ahora, simplemente C). A continuación se discute qué sucede con las estimaciones para dos casos distintos: (i) cuando C es endógeno sólo con respecto a Y ($Cov(C, \epsilon) \neq 0$), caso en que se viola el supuesto de exogeneidad de IV para ese nuevo set de instrumentos. (ii) Cuando C es endógeno sólo con respecto a X ($Cov(C, \nu) \neq 0$), pero exógeno con respecto a Y .

SPILOVERS ENDÓGENOS SÓLO CON RESPECTO A Y

En este caso, los spillovers son endógenos con respecto a Y ($Cov(C, \epsilon) \neq 0$), pero son exógenos con respecto a X ($Cov(C, \nu) = 0$), por lo que al aplicar la metodología de corrección de spillovers ocurre lo siguiente:

- PRIMERA ETAPA: el parámetro de interés de la primera etapa (γ) será inconsistente antes de controlar por spillovers, y sesgado hacia cero (esto ya fue discutido con anterioridad). Luego, al controlar por spillovers, la primera etapa queda bien especificada porque deja de existir variable omitida, y los estimadores de la primera etapa serán consistentes.
- SEGUNDA ETAPA: el parámetro de interés de la segunda etapa (β) será consistente antes de controlar por spillovers, ya que el instrumento Z sí es exógeno. A partir de la sección A.1, se observa que la consistencia de β_{2SLS} depende fundamentalmente de $Cov(Z, \epsilon)$ y no de $Cov(C, \epsilon)$. Luego, al controlar por spillovers, se introduce el set de instrumentos C , que es endógeno con respecto a Y (violación del supuesto clave de IV), dando paso a estimadores inconsistentes en la segunda etapa.

De esto se desprende que conviene no controlar por spillovers cuando estos son endógenos con respecto a Y . La violación del supuesto es de fácil detección, puesto que el parámetro β_{2SLS} antes y después de controlar por spillovers cambia, y sólo es consistente cuando no se controlan.

Tabla 9: Simulación con Spillovers Endógenos con Respecto a Y

PANEL A: PRIMERA ETAPA	(1)	(2)	(3)	(4)
Dep. Var: x_1		2SLS	2SLS	2SLS
z		4.6250*** (0.1066)	4.9253*** (0.1064)	5.0235*** (0.1067)
Close 0 - 30			3.8527*** (0.1216)	3.0792*** (0.1412)
Close 30 - 60				1.7957*** (0.1673)
PANEL B: SEGUNDA ETAPA	(1)	(2)	(3)	(4)
Dep. Var: y	OLS	2SLS	2SLS	2SLS
x_1	3.5348*** (0.0026)	2.9863*** (0.0231)	4.5556*** (0.0238)	4.6280*** (0.0244)
Observations	100,000	100,000	100,000	100,000

NOTA: En este cuadro se presentan las estimaciones cuando se viola el supuesto de exogeneidad de los spillovers. En particular, los spillovers ocurren de manera endógena sólo con respecto a y . Panel A: Estimaciones de la primera etapa. Cada columna muestra la distancia hasta la cual se controlan spillovers. Se incluyeron todas las variables "observables" descritas anteriormente. Panel B: Las estimaciones corresponden a la segunda etapa por 2SLS, luego de haber controlado por spillovers durante la primera etapa.

Standard errors in parentheses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

En la simulación empírica presentada en la Tabla 9 se construyeron las variables exactamente de la misma forma que en la sección A.2, y los valores poblacionales de los parámetros son los mismos. La única excepción es que $Close_{0-30}$ y $Close_{30-60}$ valen 1 si la variable x_{6i} toma valores por sobre el 80% y 90% de su distribución respectivamente. Recordar que x_{6i} es una variable no observable de y_i que no está presente en la estructura de x_{1i}

Al analizar la primera etapa (Panel A) se observa que el parámetro de interés (asociado a z_i) antes de controlar los spillovers está sesgado hacia cero (columna 2). Pero al controlar los spillovers (columnas 3 y 4), el parámetro converge a $\gamma = 5$, su valor poblacional.

Al analizar la segunda etapa (Panel B), se observa que con 2SLS antes de controlar los spillovers se obtiene un β consistente (columna 2); mientras que al controlarlos (columnas 3 y 4), el parámetro se aleja de $\beta = 3$, su valor poblacional.

Habiendo analizado lo anterior se concluye que cuando los spillovers son endógenos sólo con respecto a Y , lo más conveniente es no controlarlos. La metodología en este escenario de todos modos es útil para detectar la presencia y el alcance de los spillovers.

SPILLOVERS ENDÓGENOS SÓLO CON RESPECTO A X

En este caso, los spillovers son endógenos con respecto a X ($Cov(C, \nu) \neq 0$), pero son exógenos con respecto a Y ($Cov(C, \epsilon) = 0$), por lo que al aplicar la metodología de corrección de spillovers ocurre lo siguiente:

- PRIMERA ETAPA: el parámetro de interés de la primera etapa (γ) será inconsistente antes de controlar por spillovers, y sesgado hacia cero (esto ya fue discutido con anterioridad). Luego, al controlar por spillovers, la primera etapa sigue estando mal especificada, ya que $Cov(C, \nu) \neq 0$. Por lo tanto, los parámetros de la primera etapa siempre serán inconsistentes.
- SEGUNDA ETAPA: el parámetro de interés de la segunda etapa (β) será consistente antes de controlar por spillovers, ya que el instrumento Z sí es exógeno. A partir de la sección A.1, se observa que la consistencia de β_{2SLS} depende fundamentalmente de $Cov(Z, \epsilon)$ y no de $Cov(C, \epsilon)$. Luego, al controlar por spillovers, se introduce el set de instrumentos C , que es exógeno con respecto a Y (se cumplen los supuestos de variables instrumentales), dando paso a un β consistente.

De esto se desprende que cuando los spillovers son endógenos sólo con respecto a X , se pueden controlar obteniendo estimaciones consistentes en la segunda etapa. Esto permite detectar la presencia y el alcance de los spillovers, pero no permite obtener estimadores consistentes de la primera etapa. Sin embargo, el γ estimado antes de controlar los spillovers representa una cota inferior del verdadero efecto buscado en dicha etapa.

En la simulación empírica presentada en la Tabla 10 se construyeron las variables exactamente de la misma forma que en la sección A.2, y los valores poblacionales de los parámetros son los mismos. La única excepción es que $Close_{0-30}$ y $Close_{30-60}$ valen 1 si la variable x_{8i} toma valores por sobre el 80% y 90% de su distribución respectivamente. Recordar que x_{8i} es una variable no observable de x_{1i} que no está presente en la estructura de y_i .

Al analizar la primera etapa (Panel A) se observa que el parámetro de interés (asociado a z_i) antes de controlar los spillovers está sesgado hacia cero (columna 2). Luego, al controlar los spillovers (columnas 3 y 4), el parámetro tampoco converge (el valor poblacional es $\gamma = 5$).

Al analizar la segunda etapa (Panel B), se observa que con 2SLS antes de controlar los spillovers se obtiene un β consistente (columna 2). Luego, al controlarlos (columnas 3 y 4), el parámetro se mantiene consistente (el valor poblacional es $\beta = 3$).

Tabla 10: Simulación con Spillovers Endógenos con Respecto a X

PANEL A: PRIMERA ETAPA				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Dep. Var: x1		2SLS	2SLS	2SLS
z		4.6228*** (0.1117)	6.3166*** (0.0944)	6.7585*** (0.0938)
Close 0 - 30			21.3971*** (0.1075)	17.8484*** (0.1281)
Close 30 - 60				8.2564*** (0.1459)
PANEL B: SEGUNDA ETAPA				
	(1)	(2)	(3)	(4)
Dep. Var: y	OLS	2SLS	2SLS	2SLS
x1	3.4432*** (0.0026)	2.9862*** (0.0231)	3.0068*** (0.0055)	3.0056*** (0.0053)
Observations	100,000	100,000	100,000	100,000

NOTA: En este cuadro se presentan las estimaciones cuando se viola el supuesto de exogeneidad de los spillovers. En particular, los spillovers ocurren de manera endógena sólo con respecto a x , pero de forma exógena con respecto a y . Panel A: Estimaciones de la primera etapa. Cada columna muestra la distancia hasta la cual se controlan spillovers. Se incluyeron todas las variables "observables" descritas anteriormente. Panel B: Las estimaciones corresponden a la segunda etapa por 2SLS, luego de haber controlado por spillovers durante la primera etapa.

Standard errors in parentheses
 *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Habiendo analizado lo anterior, se concluye que cuando los spillovers son endógenos sólo con respecto a X , sí se pueden controlar y obtener estimadores consistentes en la segunda etapa. La metodología permite detectar la presencia y el alcance de los spillovers, pero no permite encontrar un γ consistente en la primera etapa (aunque sí estimar una cota inferior, al no controlarlos). A diferencia del caso en que los spillovers son endógenos con respecto a Y , ahora el problema no es detectable empíricamente.

B. Justificando la Exogeneidad del Instrumento

No existe una manera de demostrar formalmente que $Cov(Pill_i, \epsilon_i) = 0$, pero se pueden utilizar distintos métodos para asegurar que la endogeneidad del instrumento es poco probable. A continuación se presentan dos ejercicios empíricos adicionales al presentado en la sección 4.1, que se complementan entre sí para argumentar que la asignación de la píldora entre comunas es un instrumento plausiblemente exógeno a nivel individual.

Tabla 11: Regresión por Comunas con *Pill* Como Var. Dependiente

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Pill 2009	Pill 2010	Pill 2011	Pill 2012
Edad Madres Adolescentes	-0.0937 (0.0864)	0.1181 (0.0760)	0.0075 (0.0625)	0.0657 (0.0851)
Alcalde Mujer	0.0935 (0.0813)	0.0083 (0.0716)	0.0167 (0.0588)	-0.0959 (0.0801)
Alc. Conservador (UDI, RN, PDC)	0.0098 (0.0548)	0.0010 (0.0482)	0.0174 (0.0396)	0.0014 (0.0539)
Rural	-0.0025 (0.0018)	-0.0051*** (0.0015)	-0.0018 (0.0013)	-0.0041** (0.0017)
Años de Educ. (comunal)	-0.0267 (0.0530)	-0.0393 (0.0466)	-0.0029 (0.0383)	0.0044 (0.0522)
SIMCE Lenguaje	0.0048 (0.0061)	0.0067 (0.0053)	0.0072 (0.0044)	0.0029 (0.0060)
SIMCE Matemática	0.0075 (0.0065)	-0.0025 (0.0057)	-0.0020 (0.0047)	0.0069 (0.0064)
SIMCE CMS	-0.0081 (0.0061)	-0.0033 (0.0053)	-0.0051 (0.0044)	-0.0133** (0.0060)
Subvencionados o Particulares/ Estab. Totales	0.1680 (0.1603)	0.2425* (0.1410)	0.3173*** (0.1159)	0.2615* (0.1578)
Ingreso Per Cápita (comunal)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000** (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
Índice Pobreza	-0.0094** (0.0048)	-0.0107** (0.0042)	-0.0060* (0.0034)	-0.0183*** (0.0047)
Pobreza Femenina	0.0006 (0.0038)	0.0040 (0.0034)	0.0032 (0.0028)	0.0036 (0.0038)
Nac. Unwed/Nac. Totales	0.0508 (0.3696)	-0.7036** (0.3251)	-0.7420*** (0.2673)	-0.5017 (0.3639)
Nac. Adol./Adol. Totales	-1.7684* (1.0446)	0.2843 (0.9189)	-0.6357 (0.7554)	0.2136 (1.0284)
Uso Condón	0.0267 (0.5892)	-0.2468 (0.5183)	0.0241 (0.4261)	-0.6214 (0.5801)
Uso otros anticonceptivos	-0.4076 (0.5905)	-0.9409* (0.5194)	-0.1156 (0.4270)	-1.9359*** (0.5813)
Constant	2.1071 (1.8825)	0.0825 (1.6560)	1.2432 (1.3613)	2.4560 (1.8533)
Observations	326	326	326	326
R-squared	0.0696	0.1162	0.1268	0.1516

NOTA: En esta tabla se utiliza el conjunto completo de comunas. Todas las variables fueron medidas a nivel comunal, provenientes de la encuesta CASEN, MINSAL, MINEDUC, INE y de Bentancor y Clarke (2014).

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En primer lugar, se realizaron regresiones a nivel comunal para cada año por separado, en donde la variable dependiente es una variable binaria que indica si la comuna distribuyó o no la píldora, mientras que las variables explicativas son características importantes de cada comuna. El mejor de los casos sería con una asignación de la píldora completamente aleatoria, en donde ningún parámetro sea significativo. La Tabla 11 muestra los resultados de las estimaciones, mostrando un año distinto en cada columna. Como se aprecia en la tabla, hay algunas variables que sí son significativas, y se podría sospechar que hay presencia de endogeneidad a través de ellas. Específicamente, las variables rural, el porcentaje de colegios particulares o subvencionados y el índice de pobreza. El signo de los coeficientes sugiere que en comunas más ricas y urbanas habría más disponibilidad de píldora.

Tabla 12: Regresión a Nivel Individual

	(1)	(2)	(3)
	Pill Antigua	Pill	Pill Aleatoria
Años de Educación	0.0053*** (0.0006)	0.0046*** (0.0009)	0.0052*** (0.0012)
Años Educ. Jefe Hogar	-0.0000 (0.0003)	-0.0001 (0.0004)	-0.0006 (0.0006)
Ingreso per cápita Hogar (log)	0.0066*** (0.0015)	0.0040** (0.0020)	0.0099*** (0.0027)
Nro. ancianos en el Hogar	0.0041 (0.0029)	0.0017 (0.0039)	0.0022 (0.0053)
Nro. menores en el Hogar	-0.0014 (0.0017)	-0.0011 (0.0023)	0.0008 (0.0031)
Urbana	-0.0006 (0.0033)	0.0009 (0.0044)	-0.0030 (0.0060)
Observations	23,544	23,544	23,544
R-squared	0.9712	0.9443	0.8929
Dummy Edad	SI	SI	SI
Dummy Comuna	SI	SI	SI
Dummy Región	SI	SI	SI
Dummy Año	SI	SI	SI

NOTA: Regresión que trata de explicar el instrumento a nivel individual para detectar endogeneidad del instrumento. En la primera columna se utiliza la medida poco precisa del instrumento, en la segunda columna se utiliza el instrumento de este estudio y en la tercera columna se utiliza un instrumento asignado aleatoriamente por comunas.

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En segundo lugar, se repite el ejercicio con todas las variables medidas a nivel individual utiliza-

das en las estimaciones de este trabajo, y se controla con *dummies* por comuna. Esto tiene sentido porque se busca que el instrumento sea exógeno a nivel individual. En la Tabla 12 se realizaron tres regresiones en las cuales la variable dependiente es el instrumento de la píldora (columnas 1 y 2) y las variables explicativas miden características individuales y del entorno (recordar que el caso ideal es cuando ninguna variable es significativa). En la columna 1 la variable dependiente es $Pill_i Antigua$, instrumento que asigna la píldora de la misma manera que lo hace Loyola (2014).²⁰ En la columna 2 la variable dependiente es $Pill_i$, instrumento utilizado en los resultados principales del presente estudio. En la sección 3.1 de Datos se explican en detalle los criterios para la construcción de ambas variables. Finalmente, sólo para este ejercicio en particular, se construyó la variable ficticia $Pill_i Aleatoria$. Esta variable imita el criterio de asignación de $Pill_i$ a nivel individual, pero el estado de entrega de píldora a nivel de comuna fue asignado de forma aleatoria en cada año.

La comparación de las columnas 1 y 2 con la columna 3 permite analizar el comportamiento de un tratamiento real ($Pill_i Antigua$ y $Pill_i$) con un tratamiento aleatorio ($Pill_i Aleatoria$), lo que sería el instrumento ideal. Al analizar la tabla, se observa en las columnas 1 y 2 que años de educación e ingreso per cápita del hogar son significativas, a pesar de haber incluido *dummies* por comuna. Pero lo que resulta interesante es que en la columna 3 esas mismas variables son estadísticamente significativas. Una posible explicación de este fenómeno es que cualquier agrupación de comunas, a pesar de ser aleatoria, mostrará diferencias significativas en algunas variables, dado que existe una alta heterogeneidad entre ellas a lo largo de Chile.

La conclusión más importante de este ejercicio es que el instrumento utilizado en los resultados principales ($Pill_i$) se comporta de manera similar a si la píldora hubiese sido asignada de forma aleatoria a nivel comunal (y también se cumple para $Pill_i Antigua$). Con esto se reafirma la postura de que el instrumento es exógeno para la muestra completa de observaciones.

²⁰Esta forma de asignar la píldora es utilizada en este trabajo como un ejercicio de robustez, con el fin de comparar los resultados con los de dicha autora (sección 6).