

Borradores de ECONOMÍA

Efectos laborales de los servicios de
cuidado infantil: evidencia del programa
Buen Comienzo

Por: Lina Cardona-Sosa,
Leonardo Morales

Núm. 882
2015



tá - Colombia - Bogotá - Col



EFFECTOS LABORALES DE LOS SERVICIOS DE CUIDADO INFANTIL: EVIDENCIA DEL PROGRAMA BUEN COMIENZO¹

Lina Cardona-Sosa

lcardoso@banrep.gov.co

Banco de la República

Leonardo Morales

lmoralzu@banrep.gov.co

Banco de la República

Resumen

Este artículo evalúa el efecto de los centros de cuidado infantil sobre la participación laboral y la empleabilidad de madres de menores de cinco años. Con este fin, se analiza la provisión pública de los centros de cuidado provistos por el Gobierno de la ciudad de Medellín a través de su programa de atención integral a la primera infancia, Buen Comienzo. En la llamada modalidad institucional, Buen Comienzo atiende sin costo alguno durante ocho horas diarias y cinco días a la semana a niños y niñas menores de cinco años de edad. Este servicio reduce el costo que representa para las madres el cuidado infantil, el cual influye en la asignación de su tiempo entre el mercado de trabajo y el hogar. El menor costo genera un efecto sustitución positivo entre trabajo y ocio a favor de la decisión de trabajar. Para estimar la magnitud del efecto, se utilizan dos metodologías no experimentales, la de emparejamiento o *matching* y la de variables instrumentales. Con la primera se estima el efecto promedio y con la segunda el efecto local del programa. Los resultados sugieren que la modalidad de cuidado infantil del programa Buen Comienzo ha incrementado en promedio entre tres y nueve puntos porcentuales (o entre 10% y 27%), la probabilidad que tienen las madres con hijos menores de participar en el mercado de trabajo. Para las madres ubicadas cerca de los centros de cuidado el efecto es mayor, o de 31 puntos porcentuales, que equivale a duplicar su probabilidad de participar en el mercado laboral. En materia de empleabilidad, sin embargo, el efecto es mínimo.

Palabras Clave: oferta laboral femenina, oferta de cuidado infantil, variables instrumentales, emparejamiento o *matching*.

Clasificación JEL: J13, J18, J20, C26

¹ Las opiniones expresadas en este documento no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva. Cualquier error es responsabilidad de los autores. Los autores agradecen a Luis Eduardo Arango Thomas, Raquel Bernal, Francesca Castellani, Marcela Eslava y Eduardo Lora por sus comentarios en diferentes etapas de investigación, así como a los revisores anónimos consultados por el BID. También se agradece a los asistentes al Seminario de Desempleo Estructural Femenino que se llevó a cabo en Noviembre de 2014 en el Banco de la República de Medellín, en especial a Mónica Ospina y Carlos Medina por sus valiosos comentarios. Se agradece también a la unidad técnica del programa Buen Comienzo de Medellín por la provisión de los datos.

1. INTRODUCCIÓN

Con el fin de contribuir con el entendimiento de los problemas laborales que enfrentan las mujeres colombianas, este documento examina los efectos de la provisión pública de cuidado infantil en la oferta laboral y la empleabilidad de las madres de menores de cinco años en la ciudad de Medellín. La literatura internacional ha estudiado qué tipo de políticas pueden afectar las decisiones de participación y de empleo de las madres. Dentro de las más citadas en la literatura están las licencias de maternidad, las exigencias que se imponen a las empresas para el bienestar de las madres y los subsidios de cuidado infantil para las familias de bajos ingresos. La evidencia encontrada por Washbrook et al (2011) para Estados Unidos y por otros autores para diversos países indica que dichas políticas afectan la participación laboral y el patrón de empleo femenino después de la maternidad.

Algunos estudios han analizado el tiempo que toma la madre para retornar al mercado laboral después del parto, según haya o no licencias de maternidad: en el caso de Francia, por ejemplo, menos del 2% de las madres primerizas regresan al trabajo en menos de tres meses (Wallace et. al., 2013) mientras que para Canadá, Marshall (1999) encuentra que 60% de madres primerizas regresan al trabajo seis meses después del parto y 90% al cabo de un año.

Dentro de los factores que afectan la participación laboral están las políticas de los empleadores. Kenjoh (2005) en su estudio para Alemania, Inglaterra, Noruega, Suecia y Japón entre 1980 y 1990 encuentra que la disponibilidad de empleos de medio tiempo y otras políticas de flexibilidad laboral favorecen considerablemente la participación laboral de las madres primerizas; mientras que el estudio de Han et. Al. (2011) para el caso de Estados Unidos revela que uno de los determinantes de estar en el mercado laboral después del nacimiento es haber tenido empleo anteriormente. Este estudio también encontró que la educación de la madre retrasa su reinserción laboral, lo cual contrasta con la evidencia para Francia, en donde un año después del nacimiento, las madres que ingresan son precisamente aquellas con mejores condiciones socioeconómicas (Wallace et. al., 2013). Estos hallazgos se ven complementados con la evidencia que ofrece el trabajo de Gutiérrez-Domènech (2005), según el cual un largo período de interrupción afecta directamente la probabilidad posterior de participación, además de afectar las habilidades y destrezas de la madre, causando un desincentivo para su posterior reincorporación al mercado laboral.

Un factor crucial en la decisión de la madre de participar o no en el mercado laboral es la existencia de servicios de cuidado infantil. No sólo la disponibilidad de estos servicios es importante sino también su costo, pues, como lo indica la literatura, los ingresos del hogar determinan el tiempo de la madre por fuera del mercado laboral. En efecto, un mayor precio

del cuidado infantil está relacionado con una menor participación y con menores salarios después de la maternidad (Olarte y Peña, 2010; Badel y Peña 2010).

Teóricamente, esto sugiere un modelo de participación laboral en donde una reducción en el costo del cuidado infantil aumenta el precio relativo del trabajo y genera un efecto sustitución a favor de la participación laboral.

No obstante, de acuerdo a la evidencia disponible para países desarrollados podría ocurrir que los programas de cuidado infantil induzcan una sustitución entre cuidado informal (ofrecido por un familiar u habitante del mismo hogar) y el ofrecido a bajo costo (o costo cero) sin afectar la participación, como ha sido comprobado por Ribar (1995) para madres casadas en Estados Unidos. Por consiguiente, el efecto que el cuidado infantil tiene sobre la oferta laboral femenina es una cuestión empírica y es lo que se busca examinar en el presente estudio.

Este documento explora el efecto de la provisión pública de cuidado infantil sobre la oferta laboral y probabilidad de empleo de las madres. Para responder dicha pregunta hacemos uso de la introducción de “Buen Comienzo”, un programa de atención integral dirigido a la primera infancia en la ciudad de Medellín que ofrece, entre otros servicios la modalidad institucional, la cual garantiza el cuidado y atención de los infantes durante ocho horas diarias y cinco días a la semana. La estimación del efecto se lleva a cabo con dos metodologías diferentes pero no excluyentes: emparejamiento o *matching* y variables instrumentales. Las primeras estiman el efecto promedio y las segundas el efecto local de la intervención. Los resultados de la estimación del efecto promedio sugieren que el programa Buen Comienzo aumenta la participación laboral de las madres participantes entre tres y nueve puntos porcentuales (ppts), o entre 10% y 27%, mientras que el efecto local estimado por variables instrumentales para las madres cerca de las instalaciones del programa es aún mayor (31 ppts). Si bien la probabilidad de que las madres sean empleadas (una vez que han decidido participar) depende mayormente de la demanda de empleo, se observa un efecto promedio de un ppt, lo que sugeriría que el programa facilita encontrar empleo.

2. LA RELACIÓN ENTRE LA PARTICIPACIÓN LABORAL DE LAS MADRES Y EL COSTO DEL CUIDADO INFANTIL: QUÉ DICEN LOS ESTUDIOS PARA OTROS PAÍSES

Gran parte de la literatura sobre cuidado infantil y participación laboral se ha centrado en la medición de elasticidades. En efecto, y para el caso de Estados Unidos, Anderson et. al., (1999) reportan que la elasticidad de la participación laboral femenina respecto al precio del cuidado infantil se ubica en un rango entre -0.05 a -0.35, donde la mayor sensibilidad

corresponde a las madres con mayores desventajas socioeconómicas, en contraste con lo encontrado por Ribar (1995), quien observa la mayor elasticidad en las madres solteras. Por su parte, el estudio de Gong et. Al. (2012) encuentra una elasticidad de -0.15 para las mujeres casadas en Australia.

Otra serie de estudios ha explorado el efecto de la provisión gratuita del cuidado infantil. Para Suecia, el estudio de Gelbach (2002) encuentra que la provisión pública incrementa la participación laboral de las madres solteras en magnitudes entre seis y 24 por ciento, y la de las madres casadas entre seis y 15 por ciento. En Argentina, Berlinsky y Galiani (2007) estudiaron el efecto de la expansión de las escuelas públicas pre-primarias (para niños y niñas entre tres y cinco años). Los autores observan que un aumento en el stock de escuelas pre-primarias aumenta la probabilidad de empleo materno en siete ppts. De manera similar, Paes de Barros (2011) en su estudio para Brasil muestra que asistir a un centro de cuidado infantil incrementa la oferta laboral de las mujeres en ocho ppts, aumentando las tasas de empleo en 27%.

La evidencia también permite concluir que el efecto del cuidado infantil sobre la participación laboral no se limita a hogares desventajados donde por cuestiones de ingreso la madre debe trabajar. En efecto, Gustafsson y Stafford (1992) para Suecia encuentran que también se da un efecto positivo en la participación laboral entre las mujeres de altos ingresos. Finalmente, Fong and Lokshin (2000), Lokshin (2004) y Lokshin et al. (1999) en sus estudios para Rumania, Rusia y Kenia encuentran que la provisión pública de cuidado infantil incrementa la participación laboral de las madres entre 12 y 15 por ciento.

Por consiguiente, la evidencia sugiere que el efecto del cuidado infantil sobre la participación laboral es positivo, con una magnitud entre seis y 24 ppts. No obstante, cuál es el efecto en Colombia, y más específicamente en Medellín es aún una pregunta por responder.

3. MODELO TEÓRICO

Partimos de un modelo individual de participación laboral en el cual las mujeres maximizan su bienestar sujetas a una restricción presupuestaria que está compuesta por el salario ofrecido y por los costos directos relacionados con su participación en el mercado (transporte, vestido, etc.), así como los costos indirectos, entre los que cabe destacar el costo de oportunidad de dejar a sus hijos en casa, o el costo adicional que implica pagar por su cuidado. Luego de un proceso de optimización, la mujer decide si participa o no en el mercado laboral.

De esta manera y en presencia de una reducción del costo del cuidado de los hijos, manteniendo todo lo demás constante, el trabajo se torna más rentable y se genera así un efecto sustitución positivo, que aumentaría las horas destinadas al trabajo con relación a las horas destinadas al ocio. No obstante, para las mujeres que ya trabajan podría darse simplemente una sustitución del cuidado infantil privado por el público sin que se logre afectar la participación laboral. En este trabajo exploramos qué tanto el programa Buen Comienzo tiene un efecto significativo sobre la participación laboral y empleabilidad de madres.

4. DESCRIPCIÓN DEL PROGRAMA

En 2006, el Gobierno de la ciudad de Medellín inició una estrategia integral de atención a la primera infancia con el fin de complementar el servicio provisto por el Gobierno nacional y en aras de lograr una mayor cobertura, puesto que se diagnosticaba un faltante en términos de universalización del servicio. En efecto, y con datos para 2007, de los 153.388 menores de cinco años y en condiciones de vulnerabilidad de la ciudad, 49.602 estaban siendo atendidos por diferentes modalidades de cuidado provistas por el Gobierno Nacional a través del Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF), y de estos, 34.385 se encontraban asistiendo a Hogares Comunitarios (hogares de madres al cuidado de 13 niños en promedio, desde los tres meses hasta los cinco años de edad). Es decir que, del total de niños y niñas entre cero y cinco años de edad en condiciones de vulnerabilidad, solo el 32% se encontraba atendida en modalidades institucionales del ICBF con la infraestructura física para el cuidado de los infantes ocho horas diarias y cinco días a la semana. Es así como el programa Buen Comienzo se plantea como una estrategia para ofrecer una atención integral a niñas y niños en estado de vulnerabilidad social desde la gestación y hasta los cinco años de edad. Reconociendo la presencia y experiencia del ICBF, el Gobierno de Medellín buscó articular los objetivos y finalidades del nuevo programa con lo ya existente, complementando así la atención y ofreciendo una mayor cobertura hacia sectores sin atención.

En la práctica, el programa funciona como un subsidio público de atención a la primera infancia que beneficia a la población de bajos ingresos, minorías y víctimas de la violencia. El principal objetivo del programa ha sido la atención integral, a través de un equipo interdisciplinario, desde la gestación hasta los cinco años de edad de los párvulos. Dentro de

los objetivos implícitos del programa también está la formación de capital humano de los infantes, el aumento del ingreso familiar y la participación laboral materna.

En sus orígenes, el programa se nutrió de la infraestructura inicial de antiguos cuidadores, contratando así la prestación del servicio con entidades no gubernamentales que tuviesen presencia en la ciudad y experiencia en atención integral a la primera infancia, siempre y cuando cumplieran con la cualificación requerida y siguieran los lineamientos del programa. Es así como al tiempo que se homologa la provisión de atención infantil existente se liberan recursos para ampliar su cobertura.

Dentro de las modalidades de atención ofrecidas a los niños y niñas hasta los cinco años de edad se encuentra la modalidad institucional, la cual atiende de manera gratuita a los infantes ocho horas al día (desde las 8 am hasta las 4 pm) durante los cinco días de la semana en una infraestructura física que recibe el nombre de “centro infantil”. Incluye los jardines infantiles que son propiedad del programa, como también centros operados por ONG’s, y salas cunas para menores de un año (para una descripción detallada del funcionamiento del programa y su interacción con los programas existentes, refiérase al Apéndice A).

El agrupamiento de la atención de los menores de cinco años, así como el aumento de cobertura, llevó a 79.124 el total de personas atendidas por el programa (entre niños y niñas y madres gestantes) en abril de 2014.

5. METODOLOGÍA

Para estimar el efecto del programa partimos del modelo de resultados potenciales de Roy-Rubin (1951, 1978), el cual plantea que en presencia de un tratamiento binario, el indicador de tratamiento (D_i) es igual a 1 si el individuo i recibe tratamiento (participa en el programa), 0 en caso contrario (con $i=1\dots N$). Para cualquier individuo hay dos resultados potenciales, uno bajo tratamiento, $Y_i(1)$ y otro en la ausencia del tratamiento, $Y_i(0)$. Así, el efecto del tratamiento, o el efecto de la participación en el programa, para el individuo i puede ser escrito como $T_i = Y_i(1) - Y_i(0)$.

Sin embargo, el principal reto de estimar el efecto del programa, o los cambios que este induzca en el comportamiento de los individuos, está en la imposibilidad de observar al mismo tiempo a un individuo participando y sin participar en el programa (Caliendo, 2006;

Blundell and Costa Días, 2002). En otras palabras, la dificultad radica en la imposibilidad de estimar el contrafactual $Y_i(0)$, es decir, lo que hubiera pasado con el individuo que participó en el programa en el caso de que no hubiese participado.

Para superar esta limitación es necesario construir el grupo de no beneficiarios de manera que sea lo más parecido al grupo de beneficiarios. Esto implica controlar por el sesgo de selección en el programa, esto es, controlar por características que al tiempo que determinan la participación de los individuos en el programa, pueden afectar el indicador de interés, en este caso, la participación laboral. Una forma de hacer esto es el método de emparejamiento o *matching*, método que se ve favorecido por la mayor disponibilidad de datos como en este caso (Imbens, 2004).

La idea es que, en presencia de un tratamiento binario (participa, no participa), el resultado de no participar en el programa es imputado a partir de individuos con características similares a las de los participantes (Abadie et. al., 2002). El método consiste en caracterizar el grupo de tratados e identificar entre el grupo de individuos no participantes (o grupo de control) aquellos con las características más similares. El efecto estimado sería así la diferencia entre dos medias muestrales (entre participantes y no participantes).

El método de emparejamiento o *matching* requiere además de los siguientes supuestos (ver Heckman, 1997, 1998; Imbens, 2004 para la explicación técnica):

- (i) Selección basada en características observables o Independencia condicionada: dado un grupo de características observables, X , no afectadas por la participación del programa, los resultados del programa son independientes de la decisión de participar o no del mismo.
- (ii) Área de soporte común: bajo este supuesto se asegura que individuos con características en X tienen una probabilidad positiva de participar o no del programa. Así, bajo los supuestos anteriores, las diferencias entre individuos tratados y no tratados pero con iguales características observadas, se atribuyen únicamente al tratamiento (o programa).

La técnica usada en el presente análisis para realizar el pareo entre participantes y no participantes es la del vecino más cercano (*nearest neighbour matching, nnm*) la cual identifica el individuo con las características más cercanas (menor diferencia, menor distancia) al individuo tratado. Siguiendo a Imbens (2011), este sería el método de emparejamiento más eficiente, razón por la cual no se realiza una estimación alterna con otros estimadores (tales como Kernel, etc.).

Para implementar el proceso de *matching* se sigue a Abadie et. al., (2002) quien presenta un pareo con reemplazo (cada control puede ser usado más de una vez) y estima los errores estándar por medio de modelos para diferencias entre medias, evitando el *bootstrapping*. El efecto estimado es el efecto promedio del programa o el efecto promedio sobre los beneficiarios. Esto es el *Average Treatment Effect* o *Average Treatment on the Treated* (*ATE*, and *ATT*, respectivamente).

Además de lo anterior, el efecto del programa es usado siguiendo el procedimiento de variables instrumentales, las cuales estiman un efecto local o *LATE* (*Local Average Treatment Effect*), es decir el efecto sobre una población en particular que no necesariamente debe coincidir con el efecto promedio del programa. Para tal fin, hacemos uso de la información geográfica relacionada con la disponibilidad de centros de atención Buen Comienzo alrededor de la residencia de la madre (variable que ya ha sido usada para instrumentar la participación en programas sociales en Colombia por Attanasio et. al., 2013). La estrategia de identificación se basa en utilizar el componente exógeno de la participación en el programa, o sea aquella porción de la decisión de atender el programa que es explicada por la distancia a la infraestructura física del mismo.

La metodología de Variables Instrumentales (VI) tiene validez en la medida en que la variable usada como instrumento explique la participación de las madres en el programa sin que esto tenga una relación directa con sus indicadores laborales. La estimación se efectúa en dos etapas:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$T_i = \alpha_0 + \alpha_1 DIST_i + \alpha_2 X_i + \vartheta_i \quad (2)$$

Donde Y_i se refiere al indicador laboral (participar, trabajar o estar desempleado) de la madre i . T_i es una variable categórica que toma el valor de 1 si la madre es beneficiaria del programa Buen Comienzo (tratada), 0 en el caso contrario (madre no participante, o control). X_i es un vector de características demográficas de cada madre participante. Por su parte, $DIST_i$ es el primer instrumento a considerar y se refiere a la distancia en metros entre la vivienda de la madre observada y el centro de atención Buen Comienzo más cercano. De acuerdo con los supuestos de la metodología, el instrumento o variable utilizada para explicar la participación en el programa debe cumplir con el supuesto de exogeneidad en cuanto a su relación con la variable resultado de interés (participación y probabilidad de empleo) al tiempo que debe

contar con una estrecha correlación con la asignación del tratamiento (ser atendido por el programa). La intuición para usar la distancia como instrumento radica en que es de esperarse que tenga una relación significativa y directa con la participación en el programa, disminuyendo la probabilidad de participación a mayor distancia, sin que esto afecte, al menos no de manera directa, las variables laborales de la madre.

Como se mencionó previamente, el estimador se interpreta de manera local en la medida en que el efecto responde al impacto del programa Buen Comienzo sobre las variables laborales de *aquellas* madres cuya participación en el programa se ve afectada por la distancia a la infraestructura del mismo y que si tuvieran una ubicación diferente no habrían participado en el programa.

La ecuación (3) a continuación explora un instrumento adicional representado en la variable $NCentros_i$ para la primera etapa de la estimación, y hace referencia al número de centros de atención Buen Comienzo en un radio de 500 mts alrededor de la vivienda de la madre i :

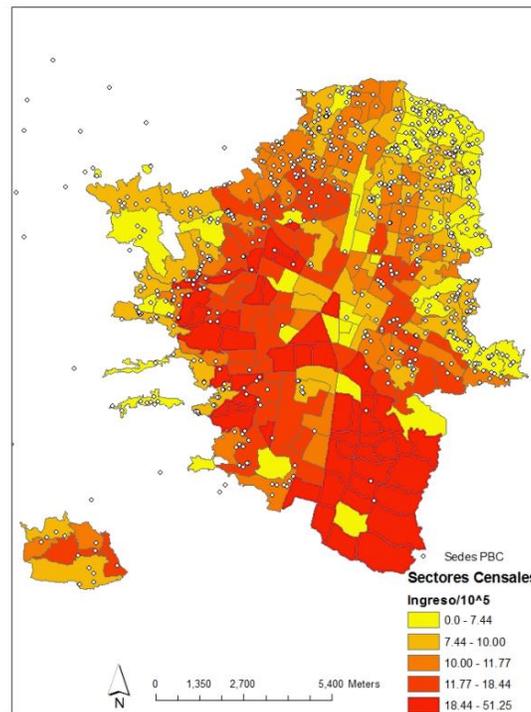
$$Ti = \gamma_0 + \gamma_1 Dist_i + \gamma_2 NCentros_i + v_i \quad (3)$$

Esto implica, intuitivamente, que a mayor número de centros alrededor de la vivienda, mayor será la probabilidad de atender el programa. En contraste, no hay por qué esperar que la disponibilidad de los centros de atención afecte de manera directa las variables laborales de la madre, excepto a través de su participación en el programa.

Con el fin de identificar si el supuesto de relación directa entre los instrumentos y la variable tratamiento (participación en el programa) se cumple, se presenta la primera etapa de la estimación y se reporta el F-estadístico (la significancia conjunta de los instrumentos). Siguiendo a Stock et. Al. (2005) un F-estadístico por encima de 10 indica que no hay instrumentos débiles que conllevarían a estimadores sesgados del efecto de la participación del programa.

La distribución del instrumento que hace referencia al número de centros de cuidado asociados al programa Buen Comienzo se presenta en el Gráfico 1. En dicho gráfico se presenta además el ingreso medio del barrio. Como puede apreciarse, la oferta pública de centros infantiles está concentrada en entornos geográficos de bajos ingresos, evidenciando la focalización del programa.

Gráfico 1. Mapa de Medellín: distribución geográfica de las sedes del programa Buen Comienzo y niveles de ingreso por área censal



Aunque la estimación se lleva a cabo con dos metodologías diferentes, los resultados son complementarios, no excluyentes, puesto que estiman el efecto del programa sobre dos poblaciones diversas (la promedio y la localizada cerca de los centros de atención). Por lo anterior, los resultados contribuyen a entender cómo toman las madres su decisión de participar en el mercado laboral y ofrecen elementos para hacer recomendaciones de política pública en cuanto a la oferta y ubicación de este tipo de programas sociales.

6. DATOS

Una de las ventajas del presente estudio es que utiliza los registros administrativos de los infantes participantes del programa Buen Comienzo así como los de sus madres/acudientes. Adicional a lo anterior, se hace uso de los datos del Sistema de Beneficiarios (SISBEN), instrumento de clasificación por niveles socioeconómicos que se usa para focalizar diversos programas sociales. Para la ciudad de Medellín, el SISBEN clasifica alrededor de 1.575.000 individuos (60% de la población de la ciudad) en seis niveles, dependiendo del conjunto de características demográficas y socioeconómicas de los hogares, agrupando en el nivel uno el conjunto de individuos con mayor vulnerabilidad. Para conducir el análisis, la encuesta

SISBEN se usa para enriquecer las características demográficas de los ya participantes, así como los potenciales beneficiarios del programa que no fueron encontrados en los registros administrativos del mismo. De esta manera, el pareo de las dos encuestas permite caracterizar tanto la población de participantes como la de no participantes del programa. El mismo cruce de información permite acceder a la actividad económica de las madres, esto es si la mamá trabaja, estudia o es ama de casa, entre otros. Con el fin de mejorar el porcentaje de individuos pareados en ambas muestras, el procedimiento de pareo entre las bases se lleva a cabo no sólo con el número de identificación que está disponible en ambas fuentes de información sino también con otra información del niño o la niña participante, tal como fecha de nacimiento, nombres y apellidos completos, información que en su conjunto garantiza la identificación de los infantes en forma consistente en ambos registros. Así, el método de emparejamiento (*matching*) usado es mejor que si se usara apenas una de las dos fuentes de información.

Por su parte, las variables geográficas usadas como instrumentos (distancia a los centros infantiles más cercanos y el número de centros en un radio de 500 metros), se obtiene a partir de la georreferenciación de las direcciones de la vivienda y de los hogares, respectivamente, la cual está disponible en la página web de Planeación Municipal.

El número de observaciones está dado así por varios factores: en el caso de los registros del programa Buen Comienzo, por el número de mamás cuyo infante atiende alguna de las modalidades institucionales con duración de ocho horas diarias, cinco días a la semana y que, además se encuentra en la base de datos del SISBEN. Si bien el pareo entre dichas bases se logra usando toda la información disponible como ya se explicó, en la base del SISBEN no es posible asignarle a cada niño su madre o su abuela cuando una de ellas no es la jefe de hogar o esposa del jefe. Esto reduce considerablemente el número de observaciones pues quedan excluidas las mujeres a cargo de infantes que no son sus hijos o nietos, algo común en hogares de familias extendidas o con estructuras no convencionales.

Por su parte, el grupo de madres control está dado por la definición de madres en la encuesta SISBEN, lo cual se limita también por las razones explicadas a madres (o abuelas) de menores de seis años que son jefes o cónyuges del jefe de hogar.

La población potencial la constituyen las madres/abuelas del SISBEN que tienen la característica de ser jefes del hogar o cónyuges del jefe, 300.018 mujeres en total. De ellas, un poco menos de la mitad, 118.994, tienen un hijo/nieto menor de seis años, de las cuales 117.577 fue posible georreferenciar. Este último es el universo potencial a estudiar.

De los registros administrativos, que lograron parearse con SISBEN y que fueron

referenciados, las madres/abuelas pertenecientes al tratamiento suman 5.287, mientras que de las 112.000 madres potenciales para el control, 66.788 no tienen niños o niñas participando de otra guardería pública o privada (ICBF), que es la condición que utilizamos para evaluar el efecto del cuidado infantil con respecto a su ausencia. Esto nos deja con una muestra de estimación de 71.542 madres, de las cuales 7,5% pertenecen al programa Buen Comienzo (grupo de tratamiento) y el resto al grupo de comparación (o control). En las estimaciones se observarán ligeras variaciones en el número de observaciones debido a las restricciones de edad de las madres/abuelas o de los infantes para ser incluidos en las estimaciones.

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

El Cuadro 1 muestra los promedios de las variables para todas las madres mayores de 25 años con niños menores de seis años. La restricción de edad de 25 años es elegida considerando que a esta edad, la mayoría de la población ha finalizado su estatus de inactividad por razones de estudio. De la columna 1 se infiere que 4% de la muestra son mamás de niños y niñas beneficiarios del programa (o 7% si se incluyen abuelas). De este grupo de madres con menores de edad, el 33% participa en el mercado de trabajo y el 31% trabaja. El 70% de las madres están casadas, 41% de ellas son jefes de hogar y un poco más de la mitad están en hogares donde el cónyuge trabaja. De acuerdo al material de la vivienda, la mitad cuenta con alcantarillado, paredes de ladrillo y pisos de baldosa. De la misma manera, el 80% de la muestra pertenece a los estratos 1 y 2, lo que refleja la vulnerabilidad de la población bajo estudio. El 38% tiene vivienda propia, y el número de personas promedio del hogar es de alrededor de cinco individuos.

Al comparar las madres de los beneficiarios (madres tratamiento) y las demás (madres control) se aprecian diferencias significativas (columnas 2 y 3). Las madres que participan del programa tienen una tasa de participación laboral promedio mayor que las que no lo hacen, aunque en términos de edad son semejantes (38 años). En el grupo de tratamiento hay menos madres viviendo con algún compañero, lo que se refleja también en la presencia de más jefes de hogar mujeres (44% vs 40% en el grupo de control). De manera similar, hay una menor proporción de madres tratadas en hogares donde el conyugue trabaja. En términos de condiciones de vida, las variables de riqueza y estrato reflejan que en el grupo de madres participantes una mayor proporción pertenece al estrato 1, menos poseen vivienda

propia, y más tienen hijos menores de cinco años. En vista de tales diferencias es necesario realizar un estudio multivariado, como se hace en la sección de estimación.

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas y diferencias de medias para madres mayores de 25 años de acuerdo a su estatus en el programa

	Todas (1)	Tratadas (2)	Controles (3)	Dif. En. Medias (4)	Error Est. (5)
Tratamiento-Control sin ICBF/Guarderías Privadas- MAMAS y ABUELAS	7%				
Tratamiento-Control sin ICBF/Guarderías Privadas- MAMAS	4%				
Participa en el Mercado Laboral	33%	32%	31%	0.0149**	0.010
Trabaja	31%	31%	29%	0.0165**	0.010
Edad	38.15	38.2	38.22	-0.0178	0.180
Educ. Ninguna	4%	3%	4%	-0.0024	0.00
Educ. Primaria	52%	51%	51%	-0.0037	0.01
Educ. Secundaria	4%	5%	4%	0.0067**	0.000
Educ. Técnica o Universitaria	2%	3%	2%	0.002	0.000
Estado Civil: Soltera	16%	16%	15%	0.0090*	0.01
Estado Civil: Casada/Unión	70%	69%	71%	-0.0245***	0.010
Estado Civil: Separada	8%	9%	8%	0.0117***	0.000
Estado Civil: Viuda	6%	6%	6%	0.0038	0.000
# Desempleados en el Hogar	0.16	0.16	0.17	-0.0079	0.010
# Mujeres fértiles	0.75	0.76	0.77	-0.0071	0.010
Mujer es Jefe de Hogar	41%	44%	40%	0.0352***	0.010
Cónyuge Trabaja	56%	55%	56%	-0.0176**	0.010
No hay cónyuge	31%	32%	30%	0.0221***	0.010
Material piso: baldosa	52%	55%	53%	0.0249***	0.010
Material piso: cemento	45%	42%	45%	-0.0331***	0.010
Material pared: ladrillo	96%	94%	96%	-0.0182***	0.000
Material pared: madera	3%	5%	3%	0.0167***	0.000
Sanitario con alcantarillado	93%	92%	93%	-0.0021	0.000
Sanitario sin alcantarillado	3%	4%	3%	0.0053**	0.000
Agua de acueducto	97%	97%	97%	-0.0049**	0.000
Agua de río	2%	3%	2%	0.0039*	0.000
Estrato 1	25%	28%	25%	0.0284***	0.010
Estrato 2	54%	40%	54%	-0.1388***	0.010
Estrato 3	21%	32%	21%	0.1073***	0.010
Estrato 4-6	0%	0%	0%	0.0032***	0.000
Vivienda propia	38%	36%	38%	-0.0160**	0.010
# Personas en el hogar	5.2	5.43	5.12	0.3029***	0.030
# Cuartos	3.01	3.01	3	0.0049	0.020
# Niños de edad <5 años	0.97	1.53	1.01	0.5192***	0.010
# Adultos > 60 años	0.2	0.19	0.2	-0.0015	0.010
# Mujeres embarazadas	1.54	1.58	1.54	0.0342***	0.010
Presencia de Discapacitados	0%	0%	0%	0.0009	0.000
Observaciones	117,010	5,149	65,429		

7. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES ECONOMÉTRICAS

7.1. Estimaciones por emparejamiento (*matching*)

Los Cuadros 2 y 3 muestran el efecto promedio del programa (o *Average Treatment Effect – ATE*) y el efecto promedio sobre las personas tratadas (o *Average Treatment Effect on the Treated – ATT*) estimados por emparejamiento (*matching*). Como se mencionó previamente, el pareo se realizó con reemplazo y cada madre tratada fue pareada con cuatro controles diferentes. Las variables usadas en el proceso de emparejamiento fueron: categorías del estado civil, de la educación y edad de la madre; número de desempleados en el hogar, indicativo de si la mujer es jefe del hogar, de si la pareja trabaja y de ausencia de compañero. En cuanto a las variables de composición del hogar y de la vivienda se incluyeron: tamaño del hogar, número de cuartos de la vivienda, presencia de niños menores de cinco años o de adultos mayores de 60 años, presencia de discapacitados y de mujeres embarazadas en el hogar; categorías del estrato socioeconómico del hogar y propiedad/arriendo de la vivienda, así como otros indicadores de riqueza como materiales de construcción de la misma, acueducto y alcantarillado, así como categorías de comunas (agregación geográfica de varios barrios dentro de la ciudad).

Cada cuadro tiene seis columnas. Las primeras tres reportan las estimaciones para la muestra de madres y abuelas, mientras que las restantes se refieren únicamente a las madres. Las columnas 1 y 4 reportan el estimador simple, que se obtiene promediando la diferencia de la variable de interés (participación laboral, empleo, Y_i) entre las mujeres de tratamiento y las de control incluidas en el pareo. No obstante, esta primera diferencia puede estar sesgada si el pareo no es exacto. Por esta razón las columnas 2, 3 y 5, 6, respectivamente para las dos muestras, presentan los efectos promedio (*ATE, ATT*) ajustando el estimador de *matching* por el sesgo de pareo debido a las diferencias en las variables sociodemográficas (Imbens, et. al., 2004).

Los resultados ajustados indican que hay efectos significativos del programa en la participación laboral para la muestra que incluye solamente a las madres. El efecto promedio (*ATE*) es de nueve ppts (o 27%) y el efecto promedio sobre las mujeres tratadas (*ATT*) es de tres ppts (o 10%).

El Cuadro 3 reporta los resultados de las estimaciones para la probabilidad de trabajar, dada la participación de las mujeres en el mercado laboral. Se encuentra un efecto positivo de un punto porcentual en la probabilidad de emplearse para las madres y abuelas, pero este resultado desaparece cuando la muestra se restringe únicamente a las madres.

Es relevante preguntarse qué tan robusto es el pareo y que tanta superposición se encuentra entre la población tratada y la no tratada identificable en la base de datos del SISBEN. El Cuadro 4 reporta las diferencias sociodemográficas entre las dos poblaciones antes y después del pareo. La comparación entre las columnas 3 y 6 muestra que las diferencias se reducen después del pareo en una proporción importante, alcanzando niveles muy cercanos a cero o incluso cero, lo que implica un pareo exacto.

Cuadro 2. Probabilidad de participar en el mercado laboral: estimación por *matching* o emparejamiento del efecto del Programa Buen Comienzo para madres mayores de 25 años.

	Madres y Abuelas			Madres		
	Estimador ATE simple (1)	Estimador ATE corregido por sesgo (2)	Estimador ATT corregido por sesgo (3)	Estimador ATE simple (4)	Estimador ATE corregido por sesgo (5)	Estimador ATT corregido por sesgo (6)
Efecto del Programa	-0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.07*** (0.01)	0.09*** (0.01)	0.03*** (0.01)
Observaciones	60933	60933	60933	59238	59238	59238

Notas: Los errores estándar se muestran en paréntesis. *, **, y ***, corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente.

Cuadro 3. Probabilidad de trabajar: estimación por *matching* o emparejamiento del efecto del Programa Buen Comienzo para madres mayores de 25 años.

	Madres y Abuelas			Madres		
	Estimador ATE simple (1)	Estimador ATE corregido por sesgo (2)	Estimador ATT corregido por sesgo (3)	Estimador ATE simple (4)	Estimador ATE corregido por sesgo (5)	Estimador ATT corregido por sesgo (6)
Efecto del Programa	0.02** (0.01)	0.01** (0.00)	-0.01 (0.00)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
Observaciones	19874	19874	19874	19432	19437	19437

Notas: Los errores estándar se muestran en paréntesis. *, **, y ***, corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente.

Cuadro 4: Diferencia en los grupos de tratamiento y control antes y después del pareo (muestra: madres y abuelas mayores a 25 años)

	Antes del emparejamiento o <i>matching</i>			Después del emparejamiento o <i>matching</i>		
	Tratamiento (1)	Control (2)	Diferencia Tratamiento - Control (3)	Tratamiento (1)	Control (2)	Diferencia Tratamiento - Control (3)
Piso Baldoza	0.54	0.55	-0.01	0.54	0.55	-0.00*
Piso Cemento	0.44	0.42	0.02**	0.44	0.44	0.00
Pared Bloque ladrillo	0.96	0.93	0.03***	0.96	0.96	-0.00*
Pared Madero	0.03	0.06	-0.03***	0.03	0.03	-0.00
Sanitario conectado	0.93	0.92	0.01*	0.94	0.94	-0.01***
Sanitario sin conexión	0.03	0.04	-0.01***	0.03	0.03	0.00***
Agua de acueducto	0.97	0.96	0.01***	0.98	0.98	-0.00***
Agua de rio	0.02	0.03	-0.01**	0.02	0.02	-0.00
Estrato 2	0.54	0.40	0.14***	0.53	0.52	0.01***
Estrato 3	0.22	0.32	-0.10***	0.23	0.24	-0.01***
Estrato 4,5 o 6	0.00	0.00	-0.00***	0.00	0.00	0.00
Vivienda propia o pagando	0.41	0.30	0.11***	0.37	0.35	0.02***
Total personas en el hogar	5.32	4.77	0.55***	5.00	4.85	0.14***
Numero de Cuartos en el Hogar	3.10	2.84	0.26***	3.00	2.98	0.02***
Ninos menores de 5 en el hogar	0.98	1.35	-0.37***	0.97	1.06	-0.09***
Adultos mayores de 60 en el hogar	0.22	0.09	0.13***	0.13	0.09	0.04***
Mujeres embarazadas en el hogar	1.59	1.20	0.40***	1.59	1.49	0.10***
Presencia de discapacitado en el hogar	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Estado civil: casado o en unión libre	0.69	0.76	-0.07***	0.51	0.50	0.01***
Estado civil: pareja	0.09	0.07	0.02***	0.15	0.14	0.01***
Estado civil: viudo	0.06	0.01	0.05***	0.05	0.05	0.00**
Educación Secundaria	0.04	0.07	-0.03***	0.06	0.06	0.00
Educación Técnica Universitaria	0.03	0.04	-0.01***	0.05	0.05	0.00
Número de Personas Desempleadas en el Hogar	0.18	0.10	0.07***	0.21	0.13	0.08***
Edad	40.42	32.98	7.44***	38.55	37.61	0.94***
Hijas fértiles en el hogar	0.85	0.45	0.40***	0.86	0.75	0.10***
Mujer jefe	0.42	0.37	0.06***	0.63	0.63	0.01***
Sin compañero	0.32	0.25	0.07***	0.51	0.51	-0.00
Conyuge trabaja	0.54	0.65	-0.11***	0.36	0.37	-0.02***
Observaciones	60955					

7.2. Estimaciones con variables instrumentales

El efecto local calculado por medio de variables instrumentales (VI) se encuentra en el Cuadro 5. Las dos primeras columnas presentan los resultados conjuntos para madres y abuelas de infantes beneficiarios del programa, mientras que las dos últimas columnas presentan los resultados únicamente para las madres. Para cada uno de los dos grupos tratados se reportan las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios y por variables instrumentales. Las variables de control utilizadas son el mismo conjunto de categorías individuales y de grupo mencionadas anteriormente en el procedimiento de emparejamiento. Iniciando el análisis de las columnas 1 y 2, se observa que, cuando se consideran madres y abuelas conjuntamente, no aparece un efecto significativo en la probabilidad de participar en el mercado laboral por ninguno de los dos métodos, mientras que, una vez se restringe el análisis para madres únicamente, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios sugiere un aumento de dos ppts, en la participación laboral, mientras que, para este mismo grupo, el estimado usando variables instrumentales sugiere un aumento de 31 ppts en la oferta laboral de las madres. Esto sugiere que el método de mínimos cuadrados ordinarios estaría subestimando muy seriamente el efecto promedio del programa.

Cuadro 5. Estimación del efecto del programa sobre la participación laboral de las madres por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y variables instrumentales (VI)

	Madres y Abuelas		Madres	
	MCO (1)	VI (2)y	MCO (3)	VI (4)
Mujer tratada	0.01 (0.01)	0.19 (0.104)	0.02** (0.01)	0.31* (0.18)
<i>Controles incluidos</i>				
Variables Individuales	Sí	Sí	Sí	Sí
Variables de Hogar	Sí	Sí	Sí	Sí
Variables de Vivienda	Sí	Sí	Sí	Sí
<i>F-estadístico</i>		133.90		87.31
<i>p-value</i>		(0.00)		(0.00)
Observaciones	60906	60906	59215	59215

Notas: Los errores estándar se muestran en paréntesis. *, **, y *** corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente.

El F-estadístico de la primera etapa para las diferentes estimaciones se presenta en la parte inferior del cuadro. Como puede verse en los dos casos (madres y abuelas, o madres únicamente), el F-estadístico está por encima de 10, lo que siguiendo a Stock y Yoko (2005) permite rechazar la hipótesis de instrumentos débiles en la estimación.

Por su parte, las estimaciones usando como variable dependiente la probabilidad de trabajar dado que la madre tratada estuviera participando del mercado laboral, no arroja un resultado estadísticamente significativo. Esto sugiere que las madres participantes, una vez participan, tienen igual probabilidad de encontrar empleo que otras madres no participantes.

Los resultados de la primera etapa, es decir los determinantes de participar en el programa Buen Comienzo, tienen importancia en sí mismos, por lo que se reportan en el Cuadro 6. La columna 1 presenta la primera etapa para el grupo de tratadas que incluye madres y abuelas mientras que la columna 2 excluye a las abuelas. Las dos variables que se utilizan como instrumento tienen un efecto significativo en el uso de los servicios de cuidado infantil: la distancia a los centros de atención está relacionada negativamente con el uso de los servicios mientras que el número de jardines a 500 metros está relacionado positivamente. En el mismo cuadro se evidencia también que aquellas mujeres pertenecientes a hogares con mayor número de personas tienen mayor probabilidad de participar del programa. De manera similar, las madres que son jefes de hogar tienen una mayor probabilidad de participar en el programa.

7.3. Pruebas de robustez y discusión de los estimadores

Con el fin de probar la robustez de los resultados realizamos el procedimiento de *matching* restringiendo la muestra a las personas con SISBEN 1 y 2 (que son los potenciales elegibles). En el Cuadro 7 se reporta el estimador para el efecto del programa (*ATE* y *ATT*) sobre la participación laboral de las madres con dichas características. Como puede verse esto reduce en cerca de 20 mil observaciones la estimación inicial. No obstante, las conclusiones del efecto promedio se mantienen: usar los servicios de cuidado infantil incrementa la probabilidad de participación laboral de las madres en siete ppts.

Los resultados presentados a lo largo de esta sección sugieren un efecto positivo del programa Buen Comienzo en la situación laboral de las madres mayores de 25 años, que se refleja en un aumento entre tres y nueve ppts (entre 10% y 27%) en la probabilidad de participación laboral, efecto que es semejante al encontrado en estudios previos para

Argentina (siete ppts). Dicho efecto se mantiene cuando se restringe la muestra a madres pertenecientes a los niveles de SISBEN 1 y 2 (ver Cuadros 7 y 8). Por otro lado, hay evidencia de efectos heterogéneos de acuerdo a nuestros resultados por variables instrumentales, ya que el aumento de la participación laboral es mayor (31 ppts) para aquellas madres que están ubicadas cerca de los centros de cuidado, lo cual equivale a duplicar su tasa de participación laboral. Esto pone de presente que la cercanía a los centros es muy importante, y que por consiguiente sería deseable una densidad mayor de centros.

8. CONCLUSIONES

En este capítulo se ha analizado qué tanto la participación laboral de las madres de Medellín en condiciones de vulnerabilidad se ve facilitada por la presencia de guarderías infantiles públicas como las provistas por el programa Buen Comienzo, el cual ofrece dentro de su estrategia de desarrollo integral para la primera infancia una modalidad de atención por ocho horas y cinco días a la semana a infantes hasta de cinco años de edad.

El programa Buen Comienzo en sus modalidades institucionales amplía en forma gratuita la oferta de servicios que ya prestaban, con costo para las familias, el Instituto Colombiano de Bienestar Familiar a través de los hogares comunitarios y los hogares infantiles. Aparte de ser gratuito, el programa Buen Comienzo ofrece una mejor calidad en términos de infraestructura física y apoyo interdisciplinario, y un horario de atención más amplio que los programas ya existentes.

De acuerdo con la literatura especializada, un subsidio al cuidado infantil, como el brindado por Buen Comienzo, puede, bien sea, estimular la participación laboral y la búsqueda de empleo, o simplemente sustituir otras formas de cuidado infantil sin afectar el comportamiento laboral de las madres. La primera de estas hipótesis encuentra fuerte sustento en este trabajo.

Los resultados sugieren que el efecto promedio del programa en la participación es de entre tres y nueve puntos porcentuales, mientras que el efecto local para quienes están cerca de las instalaciones del programa es de 31 puntos porcentuales, que equivale a duplicar la tasa de participación laboral de las madres beneficiadas y vecinas de los centros de cuidado. En materia de empleabilidad se encuentra estadísticamente significativo, aunque pequeño. Si bien el empleo depende mayormente de las condiciones de demanda del mercado laboral, para la muestra agregada de madres y abuelas que no vieron afectadas su participación

laboral, el programa explica un aumento de un punto porcentual en la probabilidad de empleo, lo que supone que facilita la búsqueda de empleo.

Las dos metodologías utilizadas –emparejamiento y variables instrumentales— indican en forma consistente que la provisión de servicios de guarderías induce una mayor oferta laboral de las mujeres con condiciones socioeconómicas de vulnerabilidad. Este resultado tiene implicaciones de política importantes ya que al aumentar la participación laboral se potencializa la capacidad de generación de ingreso de las familias, contribuyendo a la reducción de la pobreza, a la mejora en las oportunidades y a menor dependencia de los recursos del Estado.

Cuadro 6. Primera Etapa: Determinantes de la Participación en el Programa

	(1) Madres y Abuelas	(2) Madres
Número de Centros Infantiles en 500mts	0.00*** (0.00)	0.00*** (0.00)
Distancia Mínima a Centro BC	-0.02*** (0.00)	-0.02*** (0.00)
# Personas en el hogar	0.01*** (0.00)	0.00*** (0.00)
# Cuartos	-0.00 (0.00)	-0.00** (0.00)
# Niños de edad <5 años	0.05*** (0.00)	0.03*** (0.00)
# Adultos > 60 años	0.00 (0.00)	0.01*** (0.00)
# Mujeres embarazadas	-0.02*** (0.00)	-0.03*** (0.00)
Presencia de Discapacitados	0.01 (0.02)	0.01 (0.01)
Estado Civil: Casada/Union	-0.01 (0.01)	0.00 (0.01)
Estado Civil: Separada	0.01 (0.00)	0.00 (0.00)
Estado Civil: Viuda	0.01 (0.01)	-0.00 (0.00)
Educ. Secundaria	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)
Educ. Técnica o Universitaria	-0.02*** (0.01)	-0.01 (0.01)
# Desempleados en el Hogar	-0.00 (0.00)	-0.00** (0.00)
Edad	-0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)
# Mujeres fértiles	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
Mujer es Jefe de Hogar	0.01** (0.00)	0.01*** (0.00)
No hay cónyuge	-0.01 (0.01)	0.00 (0.01)
Cónyuge Trabaja	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Estrato 2	-0.02*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
Estrato 3	0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)
Estrato 4-6	0.13*** (0.05)	0.09** (0.04)
Vivienda propia	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
Constante	0.10*** (0.02)	0.02 (0.03)
Observaciones	60906	59215

Notas: Las regresiones incluyeron las categorías por comuna. Los errores estándar se muestran en paréntesis. *, **, y ***, corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente.

Cuadro 7. Probabilidad de participar en el mercado laboral: estimación por *matching* o emparejamiento del efecto del Programa Buen Comienzo para madres mayores de 25 años para la muestra de personas en los niveles 1 y 2 del Sisben

	Madres y Abuelas			Madres		
	Estimador ATE simple (1)	Estimador ATE corregido por sesgo (2)	Estimador ATT corregido por sesgo (3)	Estimador ATE simple (4)	Estimador ATE corregido por sesgo (5)	Estimador ATT corregido por sesgo (6)
Efecto del Programa	0.000 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02* (0.01)	0.069*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.044*** (0.01)
Observaciones	41162	41162	41162	40050	40050	40050

Notas: Los errores estándar se muestran en paréntesis. *, **, y ***, corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente.

Cuadro 8. Probabilidad de trabajar: estimación por *matching* o emparejamiento del efecto del Programa Buen Comienzo para madres mayores de 25 años para la muestra de personas en los niveles 1 y 2 del Sisben

	Madres y Abuelas		Madres	
	Estimador ATE corregido por sesgo (2)	Estimador ATT corregido por sesgo (3)	Estimador ATE corregido por sesgo (5)	Estimador ATT corregido por sesgo (6)
Efecto del Programa	0.02** (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
Observaciones	14142	14142	13825	13825

Notas: Los errores estándar se muestran en paréntesis. *, **, y ***, corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente.

REFERENCIAS

Anderson, P. M. and Levine, P. B. (1999). Child care and mothers' employment decisions. Working Paper 7058, NBER.

Abadie, Alberto and Guido W. Imbens, 2002. "Simple and Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects," NBER Technical Working Papers 0283, National Bureau of Economic Research, Inc.

Attanasio, O. P., Maro, V. D. and Vera-Hernández, M. (2013), Community Nurseries and the Nutritional Status of Poor Children. Evidence from Colombia. *The Economic Journal*, 123: 1025–1058.

Badel, A., y X. Peña. 2011. Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia. *Revista de Análisis Económico (Economic Analysis Review)* 25(2): 169–191.

Berlinski, Samuel and Galiani, Sebastian, 2007. "The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment," *Labour Economics*, Elsevier, vol. 14(3), pages 665-680, June.

Blundell, R., and M. Costa, "Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics", CEMMAP Working Paper CWP1002, UCL. March 2002.

Caliendo, M., (2006), *Microeconometric Evaluation of Labour Market Policies*, Springer Verlag, Berlin.

Fong, M & Lokshin, Michael, 2000. "Child care and women's labor force participation in Romania," Policy Research Working Paper Series 2400, The World Bank.

Gelbach, J. B. (2002). Public schooling for young children and maternal labor supply. *American Economic Review*, 92(1):307–322.

Gong, Xiaodong and Breunig, Robert, 2012. "Child Care Assistance: Are Subsidies or Tax Credits Better?," IZA Discussion Papers 6606, Institute for the Study of Labor (IZA).

Gustafsson, Siv and Frank Stafford, 1992. "Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden," *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 27(1), pages 204-230.

Gutiérrez-Domènech, Maria, 2005. Employment after motherhood: a European comparison. *Labour Economics*, vol. 12(1), February 2005, Pages 99–123

Heckman, James J & Ichimura, Hidehiko & Todd, Petra E, 1997. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 64(4), pages 605-54, October.

Heckman, James J and Ichimura, Hidehiko & Todd, Petra, 1998. Matching as an Econometric Evaluation Estimator, *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 65(2), pages 261-94, April.

Imbens, Guido W and Angrist, Joshua D, 1994. Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects, *Econometrica*, Econometric Society, vol. 62(2), pages 467-75, March.

Imbens G, Abadie A, Drukker D, Herr J, 2004. Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata. *The STATA Journal*.;4(3):290-311.

Imbens G, Abadie A. Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects. *Journal of Business and Economic Statistics*. 2011;29(1):1-11.

Kenjoh, Eiko, 2005. New Mothers' Employment and Public Policy in the UK, Germany, the Netherlands, Sweden, and Japan. *LABOUR, CEIS*, vol. 19(s1), pages 5–49, December 2005.

Lokshin, Michael, 2004. "Household Childcare Choices and Women's Work Behavior in Russia," *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 39(4).

Lokshin, Michael M., and Elena Glinskaya and Marito Garcia, 2004. "The Effect of Early Childhood Development Programmes on Women's Labour Force Participation and Older Children's Schooling in Kenya," *Journal of African Economies*, Centre for the Study of African Economies (CSAE), vol. 13(2), pages 240-276, June.

Marshall, Katherine, 1999. Employment after childbirth. Statistics Canada, Catalogue N° 75-001-XPE, Autumn 1999 PERSPECTIVES, pages 18-25.

Olarte, Liliana, & Peña, Ximena. (2010). El Efecto de la Maternidad Sobre los Ingresos Femeninos. *Ensayos sobre POLÍTICA ECONÓMICA*, 28(63), 190-230.

Paes de Barros; Olinto Pedro, 2011. The Impact of Access to Free Childcare on Women's Labor Market Outcomes: Evidence from a Randomized Trial in Low-income Neighbourhoods of Rio de Janeiro. Mimeo World Bank.

Roy, A. D. (1951): "Some Thoughts on the Distribution of Earnings", *Oxford Economic Papers*, 3, 135-146.

Ribar, David C, 1995. A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women, *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press, vol. 13(3), pages 558-97, July.

Rubin, D. B. (1974): "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies", *Journal of Educational Psychology*, 66, 688-701

Stock, James H. and Motohiro Yogo (2005), "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression." Ch. 5 in J.H. Stock and D.W.K. Andrews (eds), *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas J. Rothenberg*, Cambridge University Press.

Wallace M, Saurel-Cubizolles MJ., 2013. Returning to work one year after childbirth: data from the mother-child cohort EDEN. *Matern Child Health J*. Oct;17(8):1432-40.

Washbrook E, Ruhm C, Waldfogel J, Han W, 2011. Public Policies, Women's Employment after Childbearing, and Child Well-Being. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*. Volume 11, Issue 1, ISSN (Online) 1935-1682, DOI: 10.2202/1935-1682.2938, July 2011.

Wen-Jui Han, Christopher J. Ruhm, Jane Waldfogel, Elizabeth Washbrook, 2011. The timing of mothers' employment after childbirth. *Mon Labor Rev.* Author manuscript; available in PMC 2011 June 21. Published in final edited form as: *Mon Labor Rev.* 2008 June; 131(6): 15-27.

APÉNDICE A

Programa Buen Comienzo: origen, objetivo e interacción con los programas existentes

En Noviembre de 2006 y con el objetivo de complementar y mejorar el programa para niños y niñas menores de cinco años provisto por el Instituto Colombiano de Bienestar Familiar, ICBF, el Gobierno local de la ciudad de Medellín lanzó el programa Buen Comienzo, una estrategia de atención focalizada en los infantes hasta de cinco años de edad en estado de vulnerabilidad social.

La atención a la primera infancia se lleva a cabo bajo tres modalidades o tipos de servicio: modalidad entorno familiar, modalidad entorno comunitario y modalidad entorno institucional. Mientras las modalidades de entorno familiar y comunitario tienen énfasis en encuentros periódicos en familia y comunidad, la modalidad entorno institucional opera cinco días a la semana, ocho horas al día, ofreciendo el servicio de sala-cunas para los bebés entre tres y 23 meses y el servicio de cuidado integral a los infantes entre los 23 meses y los cinco años.

La prestación del servicio de cuidado integral se lleva a cabo en un lugar físico denominado centro infantil, que cuenta con un agente educativo por cada 25 infantes, un auxiliar educativo y un auxiliar de nutrición por cada 50, un coordinador pedagógico por cada 300, un auxiliar administrativo por cada 400 y un auxiliar de servicios generales por cada 150.

Instauración del Programa Buen Comienzo en la ciudad

El programa Buen Comienzo aparece inicialmente contratando con entidades no gubernamentales con experiencia en atención de niños en condiciones de vulnerabilidad. Se nutre de la infraestructura ya existente proveyendo la cualificación, minuta nutricional y lineamientos homogéneos para todos los niños. Las entidades reciben un pago mensual por cada infante atendido, con lo cual se amplía el servicio a infantes que no eran atendidos.

Desde 2009, el programa hace una convocatoria abriendo el Banco de Oferentes para lograr que todas las entidades interesadas que cumplieran con los requisitos en términos financieros, infraestructura, propuesta pedagógica y experiencia.

Los programas previamente existentes del ICBF

Con el fin de entender la articulación y complemento entre el programa Buen Comienzo y las modalidades institucionales del ICBF conviene describir estas últimas. El ICBF es el organismo encargado de la protección a la infancia y la familia en Colombia, que, como en el caso del programa Buen Comienzo en Medellín, tiene como objetivo atender a infantes que no pueden ser cuidados en sus hogares, cualquiera que sea la razón. Los servicios se prestan en espacios institucionales especializados para la atención integral desde los tres meses de edad, ocho horas diarias y cinco días a la semana. La selección de los niños tiene en cuenta las condiciones de vulnerabilidad de las familias: desplazados, víctimas del conflicto, minorías étnicas, ingresos familiares menores a los 1.5 salarios mínimos legales mensuales o que cuenten con un puntaje de Sisben inferior a los 57 puntos (56 para las ciudades no principales, y 40 para aquellos en zona rural) o aquellos beneficiarios de transferencias condicionadas (Familias en Acción).

Las modalidades institucionales operadas por el ICBF son tres: hogares infantiles, preescolares y lactantes, y centros de desarrollo infantil. Los hogares infantiles cuentan con recursos presupuestales por ley (1979) y un aporte mínimo de los padres trabajadores para atender niños y niñas entre los seis meses y los seis años de edad entre las 8:00 am y las 4:00 pm, cinco días a la semana. Otra modalidad similar es la de lactantes y preescolares la cual estuvo inicialmente operada por organizaciones privadas con el fin de atender párvulos en condiciones de vulnerabilidad hasta convertirse en una modalidad del ICBF y que recibe también una contribución de los padres. La última modalidad de carácter institucional del ICBF es la denominada Centros de Desarrollo Infantil, la cual surge en el primer mandato del presidente Santos bajo la política nacional conocida como “De Cero a Siempre” con el propósito de atender a todos los menores de cinco años basándose en la experiencia de los hogares infantiles que operan en el país desde 1974, así como otras modalidades institucionales de carácter gratuito

La articulación del programa Buen Comienzo con los programas del ICBF

Uno de los objetivos primordiales del programa Buen Comienzo es lograr la “universalización” de la atención integral a la primera infancia en la ciudad de Medellín. Reconociendo que había menores que ya estaban siendo atendidos por organizaciones gubernamentales como ICBF, se procede a darles prioridad a otros niños y niñas en condiciones de vulnerabilidad sin

atención. En los inicios de la aparición del programa Buen Comienzo, el traspaso de los niños del ICBF hacia Buen Comienzo estuvo restringido para mantener el trabajo de las madres en hogares comunitarios, considerando únicamente casos particulares que, por motivos de cambios de domicilio o dificultades directas con la madre comunitaria, buscaron atención en Buen Comienzo. La modalidad de alianza directa entre ICBF y Buen Comienzo, conocida como “Entorno Comunitario” es ofrecida entonces a los niños atendidos en hogares comunitarios.

Los infantes de la modalidad de hogares comunitarios del ICBF se trasladan a los centros de Buen Comienzo (Unidades Pedagógicas de Apoyo, UPAS), que han sido adecuados para atender cada día a cuatro hogares comunitarios con 13 niños y niñas cada uno (52 niños por día). Los días que están allí, los infantes reciben la minuta nutricional de Buen Comienzo, que es más completa que la que proporcionada por los hogares comunitarios.

La otra modalidad que interactúa de manera directa con el ICBF es la modalidad institucional de Hogares Infantiles. Esta modalidad se articula completamente con Buen Comienzo: desde 2010, 23 madres comunitarias de 27 hogares identificadas a un radio de 500 metros a la redonda de un Jardín Infantil construido por Buen Comienzo, atienden ocho horas, cinco días a la semana a 13 niños cada una (un total de 299 niños) en los jardines infantiles de Buen Comienzo. Cada jardín, además de recibir los cuatro hogares comunitarios restantes de los 27 identificados con sus 13 infantes, atiende una vez al día a la infraestructura del programa Buen Comienzo conocido como “Unidad Pedagógica de Apoyo” o UPA, ubicada en el jardín infantil.

En la actualidad, Buen Comienzo se articula con el ICBF para proveer cualificación a las modalidades existentes del ICBF. Además de tener alianzas con hogares comunitarios y hogares infantiles, el programa Buen Comienzo también cuenta con una alianza para las madres gestantes y para los hogares comunitarios de bienestar o FAMI que atienden a menores de dos años. Estas modalidades están articuladas con la modalidad de gestación y primer año ofrecida también por Buen Comienzo. La idea del programa es, con el tiempo, articularse con todas las estrategias de atención hacia la primera infancia de la ciudad, y para ello, las alianzas y los lineamientos pedagógicos de los servicios ya existentes es un punto de partida.



Este documento puede ser
consultado en
[http://www.banrep.gov.co/
publicaciones/pub_borra.htm](http://www.banrep.gov.co/publicaciones/pub_borra.htm)

