

7. EFECTOS LABORALES DE LOS SERVICIOS DE CUIDADO INFANTIL: EVIDENCIA DEL PROGRAMA BUEN COMIENZO*

Lina Cardona-Sosa
Leonardo Fabio Morales

Con el fin de contribuir al entendimiento de los problemas laborales que enfrentan las mujeres colombianas, este capítulo examina los efectos de la provisión pública de cuidado infantil en la oferta laboral y la empleabilidad de las madres de menores de 5 años en Medellín. La literatura internacional ha estudiado qué tipo de políticas pueden afectar las decisiones de participación y empleo de las madres; entre las más citadas 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 a las familias de bajos ingresos. La evidencia encontrada por Washbrook *et al.* (2011) para los 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 el caso canadiense, Marshall (1999) halla que 60% de madres primerizas regresan al trabajo seis meses después del parto y 90% al cabo de un año.

Entre los factores que afectan la participación laboral están las políticas de los empleadores. Kenjoh (2005) en su estudio sobre Alemania, Inglaterra, Noruega, Suecia y Japón

* 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, quienes agradecen a Luis Eduardo Arango Thomas, Raquel Bernal, Francesca Castellani, Marcela Eslava y Eduardo Lora por sus comentarios en diferentes etapas de la investigación; a los revisores anónimos consultados por el BID; 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 valiosas sugerencias, y a la unidad técnica del Programa Buen Comienzo, de Medellín, por la provisión de los datos.

entre 1980 y 1990 observa que la disponibilidad de empleos de medio tiempo y otras políticas de flexibilidad laboral favorecen considerablemente la participación laboral de las madres primerizas. Por su parte, el de Wen-Hui *et al.* (2011) para el caso de los Estados Unidos revela que uno de los determinantes de estar en el mercado laboral después del nacimiento es haber tenido empleo antes y que la educación de la madre retrasa su reincursión laboral, lo cual contrasta con la evidencia para Francia, 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, lo que desincentiva 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 solo 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, 2011).

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

No obstante, de acuerdo con la evidencia disponible para países desarrollados, podría ocurrir que los programas de cuidado infantil induzcan una sustitución entre cuidado informal —ofrecido por un familiar o 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 los 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 capítulo explora el efecto de la provisión pública de cuidado infantil sobre la oferta laboral y la 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 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; la primera estima 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 (pp), equivalentes a un aumento entre el 10% y 27% en la participación laboral, mientras que el efecto local estimado por variables instrumentales para las madres cerca de las instalaciones del programa es aun mayor (31 pp). Si bien la probabilidad de que las madres sean empleadas —una vez que han decidido participar— depende sobre todo de la demanda de empleo, se nota un efecto promedio de 1 pp, lo cual sugeriría que el programa facilita encontrar empleo.

1. LA RELACIÓN ENTRE LA PARTICIPACIÓN LABORAL DE LAS MADRES Y EL COSTO DEL CUIDADO INFANTIL: QUÉ DICEN LOS ESTUDIOS DE 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 los Estados Unidos, Anderson y Levine (1999) reportan que la elasticidad de la participación laboral femenina respecto al precio del cuidado infantil se ubica en un rango entre -0,05 y -0,35, en el que la mayor sensibilidad corresponde a las madres con mayores desventajas socioeconómicas, en contraste con lo encontrado por Ribar (1995), quien registra mayor elasticidad en las madres solteras, y el estudio de Gong *et al.* (2012) que determina una elasticidad de -0,15 para las mujeres casadas en Australia.

Otra serie de investigaciones ha explorado el efecto de la provisión gratuita del cuidado infantil. En Suecia, según el estudio de Gelbach (2002), la provisión pública incrementa la participación laboral de las madres solteras en magnitudes entre 6% y 24%, y la de las madres casadas entre 6% y 15%. En Argentina, Berlinsky y Galiani (2007) analizaron el efecto de la expansión de las escuelas públicas preprimarias (para niños y niñas entre 3 y 5 años) y observaron que un aumento de escuelas preprimarias incrementa la probabilidad de empleo materno en 7 pp; de manera similar, Paes de Barros (2011) en su estudio para Brasil muestra que asistir a un centro de cuidado infantil amplía la oferta laboral de las mujeres en 8 pp, lo cual potencia 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 en los que por cuestiones de ingreso la madre debe trabajar; en efecto, Gustafsson y Stafford (1992) muestran cómo en Suecia también se da un efecto positivo en la participación laboral entre las mujeres de altos ingresos; finalmente, Fong y Lokshin (2000), Lokshin *et al.* (2004) y Lokshin (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 consiguiente, las pruebas indican que el efecto del cuidado infantil sobre la participación laboral es positivo, con una magnitud entre 6 y 24 pp. No obstante, cuál es el efecto en Colombia, y más específicamente en Medellín, es aún una pregunta por responder.

2. 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 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, en presencia de una reducción del costo del cuidado de los hijos y 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 destinadas al ocio. Sin embargo, 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 las madres.

3. DESCRIPCIÓN DEL PROGRAMA

En 2006, el gobierno 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 lograr una mayor cobertura, puesto que se diagnosticaba un faltante en términos de universalización del servicio. En efecto, y con datos del 2007, de los 153.388 menores de 5 años y en condiciones de vulnerabilidad de esta ciudad, 49.602 eran 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 asistían a hogares comunitarios (hogares de madres al cuidado de 13 niños en promedio, desde los 3 meses hasta los 5 años de edad), es decir que, del total de niños y niñas entre 0 y 5 años de edad en condiciones de vulnerabilidad solo el 32% se encontraba atendido en modalidades institucionales del ICBF con la infraestructura física para el cuidado de los infantes ocho horas diarias y cinco días a la semana (Alcaldía de Medellín, 2009). Así entonces, 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 hasta los 5 años de edad. A partir de un reconocimiento de la presencia y experiencia del ICBF el gobierno de Medellín buscó articular los objetivos y finalidades del nuevo programa con lo ya existente, complementando la atención y ampliando la cobertura hacia sectores carentes de ella.

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 de Buen Comienzo ha sido la atención integral, mediante un equipo interdisciplinario, desde la gestación hasta los 5 años de edad, así como 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 y contrató 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 previstos; así, al tiempo que se homologa la provisión de atención infantil existente, se liberan recursos para ampliar su cobertura.

Entre las modalidades de atención ofrecidas a los niños y niñas hasta los 5 años de edad se encuentra la institucional, que atiende de manera gratuita a los infantes ocho horas al día —desde las 8 a. m. hasta las 4 p. m.— durante cinco días de la semana, en infraestructuras físicas que reciben el nombre de centros infantiles e incluyen los jardines infantiles propiedad del programa, centros operados por organizaciones no gubernamentales (ONG) y salacunas para menores de 1 año (una descripción detallada del funcionamiento del programa y su interacción con los programas existentes puede verse en el Apéndice A).

El agrupamiento de la atención a los menores de 5 años, así como el aumento de cobertura, llevó a un total de 79.124 personas atendidas por Buen Comienzo (entre niños, niñas y madres gestantes) en abril de 2014.

4. METODOLOGÍA

Para estimar el efecto del programa partimos del modelo de resultados potenciales de Roy-Rubin (Roy, 1951; Rubin, 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), y 0 en caso contrario (con $i = 1 \dots N$). Para cualquier individuo hay dos resultados potenciales: en tratamiento, $Y_i(1)$, y con ausencia de este, $Y_i(0)$; así, el efecto del tratamiento, o el efecto de la participación, para el individuo i puede ser escrito como $T_i = Y_i(1) - Y_i(0)$.

No obstante, 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 que participa y no participa en él (Caliendo, 2006; Blundell y 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 lo hubiese hecho.

Para superar esta limitación es necesario construir el grupo de no beneficiarios de manera que sea lo más parecido al de beneficiarios, lo cual 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 él, pueden afectar el indicador de interés, en este caso la participación laboral. Una forma de hacer esto es con el método de emparejamiento o *matching*, que se ve favorecido por la mayor disponibilidad de datos como en el presente caso (Imbens *et al.*, 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 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 los siguientes supuestos (ver Heckman *et al.*, 1997, 1998; Imbens *et al.*, 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 en el programa, los resultados de este son independientes de la decisión de participar o no en él.
- ii) Área de soporte común: con base en este supuesto se asegura que individuos con características X tienen una probabilidad positiva de participar o no en el programa. Así, de acuerdo con 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 este 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; de conformidad con Imbens y Abadie (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, etcétera).

Para implementar el proceso de *matching* se sigue a Abadie *et al.*, (2002) quienes presentan un pareo con reemplazo —cada control puede ser usado más de una vez— y estima los errores estándar por medio de modelos de diferencias entre medias, con lo que se evita 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 y ATT, respectivamente).

Además de lo anterior, el efecto de Buen Comienzo es estimado con 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, utilizamos 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 empleada 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 (IV) 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:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 T_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

$$T_i = \alpha_0 + \alpha_1 DIST_i + \alpha_2 X_i + V_i \tag{2}$$

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), y 0 en el caso contrario (madre no participante, o control); X_i es un vector de características demográficas de cada madre participante; $DIST_i$ 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 debe cumplir con el supuesto de exogeneidad en cuanto a su relación con la variable resultado de interés (participación y probabilidad de empleo), a la vez que tener 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 Buen Comienzo, lo cual disminuye 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, el estimador se interpreta de manera local en la medida en que el efecto responde al impacto del programa sobre las variables laborales de aquellas madres cuya participación en este se ve afectada por la distancia a su infraestructura y que si tuvieran una ubicación diferente no habrían participado en él.

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 m alrededor de la vivienda de la madre i :

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

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). De acuerdo con Stock *et al.* (2005) un F -estadístico por encima de diez indica que no hay instrumentos débiles que conllevarían a estimadores sesgados del efecto de la participación.

La distribución del instrumento que hace referencia al número de centros de cuidado asociados al Programa Buen Comienzo se presenta en el Gráfico 8.1, en el que se registra además el ingreso medio del barrio. Como puede apreciarse, la oferta pública de centros infantiles está concentrada en entornos geográficos de bajos ingresos, lo cual evidencia la focalización del programa.

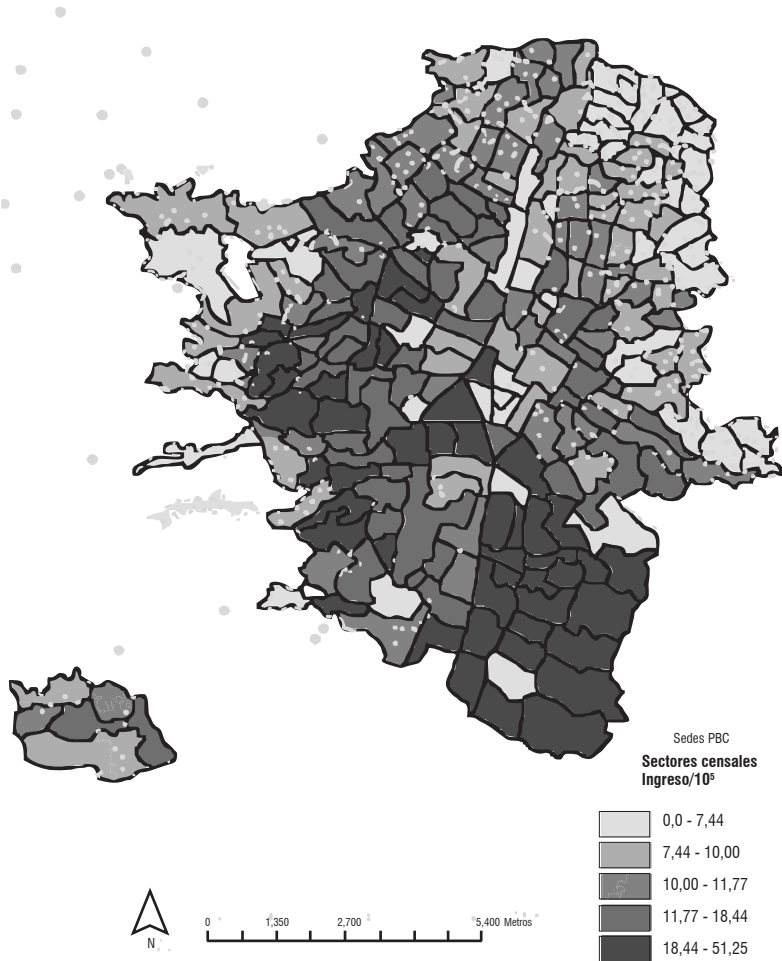
Aunque la estimación se lleva a cabo con dos metodologías diferentes, los resultados son complementarios, no excluyentes, pues estiman el efecto del programa sobre dos poblaciones diversas (la promedio y la localizada cerca de los centros de atención); por lo anterior, los resultados contribuyen a entender 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.

5. DATOS

Una de las ventajas del presente estudio es que utiliza los registros administrativos de los infantes que participan en Buen Comienzo, así como los de sus madres/acudientes; además, se utilizan los datos del Sistema de Beneficiarios (Sisbén), instrumento de clasificación por niveles socioeconómicos que se usa para focalizar diversos programas sociales. En Medellín el Sisbén anteriormente clasificaba alrededor de 1.575.000 individuos (60% de la población de la ciudad) en seis niveles, de conformidad con el conjunto de características demográficas y socioeconómicas de los hogares, y agrupando en el nivel uno el conjunto de individuos con mayor vulnerabilidad, en la actualidad asigna simplemente un

Mapa 7.1

Distribución geográfica de las sedes del programa Buen Comienzo y niveles de ingreso por área censal de Medellín



Fuente: registros administrativos programa Buen Comienzo, Municipio de Medellín. Datos georeferenciados de Planeación Municipal (Medellín); elaboración de los autores.

puntaje que refleja lo anterior. Para conducir el análisis, la encuesta Sisbén se emplea para enriquecer las características demográficas de los ya participantes, así como los potenciales beneficiarios del programa que no fueron encontrados en sus registros administrativos; de esta manera, el pareo de las dos encuestas permite caracterizar tanto la población de participantes como la de no participantes. Asimismo, el cruce de información permite acceder a la actividad económica de las madres, esto es, si trabajan, estudian o son amas

de casa, entre otras. Con el fin de mejorar el porcentaje de individuos pareados en ambas muestras, el procedimiento de pareo entre las bases se realiza no solo 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 de forma consistente en ambos registros, por lo tanto, el método de emparejamiento (*matching*) utilizado es mejor que si se usara apenas una de las dos fuentes de información.

Por su parte, las variables geográficas empleadas como instrumentos (distancia a los centros infantiles más cercanos y número de centros en un radio de 500 m), se obtienen 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 a cuyos infantes atiende alguna de las modalidades institucionales con duración de ocho horas diarias, cinco días a la semana y que, además, se encuentran en la base de datos del Sisbén. El análisis del presente capítulo se restringe a las madres jefe de hogar o esposa del jefe, quedando 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 otra parte, el grupo de madres control está dado por la definición de madres en la encuesta Sisbén, lo cual se limita también, por las razones explicadas, a madres (o abuelas) de menores de 6 años, que son jefes o cónyuges del jefe de hogar.

La población potencial la constituyen las madres/abuelas del Sisbén 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 6 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 Sisbén y que fueron georreferenciados, 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 en otra guardería pública (ICBF) o privada, 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.

6. ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS

El Cuadro 7.1 muestra los promedios de las variables para todas las madres mayores de 25 años con niños menores de 6 años. La restricción 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 (7% si se incluyen abuelas); de este grupo de madres

Cuadro 7.1**Estadísticas descriptivas y diferencia en medias para madres mayores de 25 años de acuerdo a su status en el programa (porcentaje)**

	Todas	Tratadas	Controles	Diferencia en medias	Error estándar
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Tratamiento-control sin ICBF/guarderías privadas-mamás y abuelas	7,00				
Tratamiento-control sin ICBF/guarderías privadas-mamas	4,00				
Participa en el mercado laboral	33,00	32,00	31,00	0,0149**	0,010
Trabaja	31,00	31,00	29,00	0,0165**	0,010
Edad	38,15	38,20	38,22	-0,0178	0,180
Educación: ninguna	4,00	3,00	4,00	-0,0024	0,000
Educación: primaria	52,00	51,00	51,00	-0,0037	0,010
Educación: secundaria	4,00	5,00	4,00	0,0067**	0,000
Educación: técnica o universitaria	2,00	3,00	2,00	0,0020	0,000
Estado civil: soltera	16,00	16,00	15,00	0,0090*	0,010
Estado civil: casada/unión libre	70,00	69,00	71,00	-0,0245***	0,010
Estado civil: separada	8,00	9,00	8,00	0,0117***	0,000
Estado civil: viuda	6,00	6,00	6,00	0,0038	0,000
Número de desempleados en el hogar	0,16	0,16	0,17	-0,0079	0,010
Número de mujeres fértiles	0,75	0,76	0,77	-0,0071	0,010
Mujer es jefe de hogar	41,00	44,00	40,00	0,0352***	0,010
Cónyuge trabaja	56,00	55,00	56,00	-0,0176**	0,010
No hay cónyuge	31,00	32,00	30,00	0,0221***	0,010
Material piso: baldosa	52,00	55,00	53,00	0,0249***	0,010
Material piso: cemento	45,00	42,00	45,00	-0,0331***	0,010
Material pared: ladrillo	96,00	94,00	96,00	-0,0182***	0,000
Material pared: madera	3,00	5,00	3,00	0,0167***	0,000
Sanitario con alcantarillado	93,00	92,00	93,00	-0,0021	0,000
Sanitario sin alcantarillado	3,00	4,00	3,00	0,0053**	0,000
Agua de acueducto	97,00	97,00	97,00	-0,0049**	0,000
Agua de rio	2,00	3,00	2,00	0,0039*	0,000
Estrato 1	25,00	28,00	25,00	0,0284***	0,010
Estrato 2	54,00	40,00	54,00	-0,1388***	0,010
Estrato 3	21,00	32,00	21,00	0,1073***	0,010
Estrato 4 - 6	0,00	0,00	0,00	0,0032***	0,000
Vivienda propia	38,00	36,00	38,00	-0,0160**	0,010
Número de personas en el hogar	5,20	5,43	5,12	0,3029***	0,030
Número de cuartos	3,01	3,01	3,00	0,0049	0,020
Número de niños de edad < 5 años	0,97	1,53	1,01	0,5192***	0,010
Número de adultos > 60 años	0,20	0,19	0,20	-0,0015	0,010
Número de mujeres embarazadas	1,54	1,58	1,54	0,0342***	0,010
Presencia de discapacitados	0,00	0,00	0,00	0,0009	0,000
Observaciones	117.010	5.149	65.429		

Fuentes: Registros administrativos del Programa Buen Comienzo y del Sisbén, Municipio de Medellín; elaboración de los autores.

con menores de edad el 33% participa en el mercado de trabajo y el 31% trabaja; el 70% están casadas, 41% de ellas son jefes de hogar, y un poco más de la mitad están en hogares en los que 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 en 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 en el 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 que viven 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 menor proporción de madres tratadas en hogares en los que el cónyuge 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 5 años. En vista de tales diferencias, es necesario realizar un estudio multivariado, como se hace en la sección de estimación.

7. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES ECONÓMICAS

7.1 Estimaciones por emparejamiento (*matching*)

Los cuadros 7.2 y 7.3 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 ya se mencionó, el

Cuadro 7.2

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	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo	Estimador ATE simple	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(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	60.933	60.933	60.933	59.238	59.238	59.238

Notas: los errores estándar se muestran en paréntesis; *, ** y *** corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente. Fuente: registros administrativos programa Buen Comienzo y del Sisbén, Municipio de Medellín; elaboración de los autores.

Cuadro 7.3**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	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo	Estimador ATE simple	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(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	19.874	19.874	19.874	19.432	19.437	19.437

Notas: los errores estándar se muestran en paréntesis; *, ** y *** corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente. Fuente: registros administrativos programa Buen Comienzo y del Sisbén, Municipio de Medellín; elaboración de los autores.

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; indicativos 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 5 años o de adultos mayores de 60, presencia de discapacitados y de mujeres embarazadas; categorías del estrato socioeconómico del hogar y propiedad/arriendo de la vivienda, así como otros indicadores de riqueza como materiales de construcción, acueducto y alcantarillado; y categorías de las 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, las restantes se refieren únicamente a las madres. Las columnas 1 y 4 contienen el estimador simple, que se obtiene al promediar 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) con ajuste del 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 9 pp (o 27%) y el efecto promedio sobre las mujeres tratadas (ATT) es de 3 pp (o 10%).

El Cuadro 7.3 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 1 pp en la probabilidad de emplearse para las madres y abuelas, pero este resultado desaparece cuando la muestra se restringe únicamente a las madres.

Cuadro 7.4
Diferencia en los grupos de tratamiento y control antes y después del pareo
(muestra: madres y abuelas mayores a 25 años)
 (porcentaje)

	Antes del emparejamiento o <i>matching</i>			Después del emparejamiento o <i>matching</i>		
	Tratamiento	Control	Diferencia Tratamiento – Control	Tratamiento	Control	Diferencia Tratamiento – Control
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Piso: baldosa	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 río	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***
Niños menores de 5 años en el hogar	0,98	1,35	-0,37***	0,97	1,06	-0,09***
Adultos mayores de 60 años 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	60.955					

Fuente: registros administrativos programa Buen Comienzo y del Sisbén, Municipio de Medellín; elaboración de los autores.

Es relevante preguntarse qué tan robusto es el pareo y qué tanta superposición se encuentra entre la población tratada y la no tratada identificable en la base de datos del Sisbén. El Cuadro 7.4 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, al alcanzar niveles muy cercanos a cero o incluso cero, lo que implica un pareo exacto.

7.2 Estimaciones con variables instrumentales

El efecto local calculado por medio de variables instrumentales (IV) se encuentra en el Cuadro 7.5; las dos primeras columnas presentan los resultados conjuntos para madres y abuelas de infantes beneficiarios del programa, mientras que las dos últimas registran solo los de 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 en el procedimiento de emparejamiento. Al analizar las columnas 1 y 2 se observa que cuando se consideran madres y abuelas en conjunto 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 a madres únicamente, la estimación por mínimos cuadrados ordinarios sugiere un aumento de 2 pp en la participación laboral, y para este mismo grupo el estimado con variables instrumentales registra un aumento de 31 pp en la oferta laboral de las madres. Esto sugiere que el método de mínimos cuadrados ordinarios subestimaría muy seriamente el efecto promedio del programa.

Cuadro 7.5

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)	MCO (3)	VI (4)
Mujer tratada	0,01 (0,01)	0,19 (0,10)	0,02** (0,01)	0,31* (0,18)
Controles incluidos				
Variables Individuales	Sí	Sí	Sí	Sí
Variables de hogar	Sí	Sí	Sí	Sí
Variables de vivienda	Sí	Sí	Sí	Sí
F-estadístico		133,9		87,31
p-value		0,00		0,00
Observaciones	60.906	60.906	59.215	59.215

Notas: los errores estándar se muestran en paréntesis; *, ** y *** corresponden al 10%, 5% y 1% de significancia, respectivamente. Fuentes: Registros administrativos del programa Buen Comienzo y del Sisbén, y datos georeferenciados de Planeación Municipal (Medellín).

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 tan solo), el F -estadístico está por encima de 10, lo que de acuerdo con Stock *et al.*, (2005) permite rechazar la hipótesis de instrumentos débiles en la estimación.

Por su parte, las estimaciones al usar como variable dependiente la probabilidad de trabajar dado que la madre tratada participe del mercado laboral, no arroja un resultado estadísticamente significativo, lo cual sugiere que las madres, 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, de ahí que se reportan en el Cuadro 7.6. La columna 1 presenta la primera etapa para el grupo de tratadas que incluye madres y abuelas, mientras que la columna 2 excluye a estas últimas. 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 y el número de jardines a 500 m está relacionado positivamente.

Cuadro 7.6
Primera etapa: determinantes de la participación en el programa

	(1) Madres y abuelas	(2) Madres
Número de centros infantiles en 500 metros	0,00*** (0,00)	0,00*** (0,00)
Distancia mínima a centro BC	-0,02*** (0,00)	-0,02*** (0,00)
Número de personas en el hogar	0,01*** (0,00)	0,00*** (0,00)
Número de cuartos	0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)
Número de niños de edad menor a 5 años	0,05*** (0,00)	0,03*** (0,00)
Número de adultos mayor a 60 años	0,00 (0,00)	0,01*** (0,00)
Número de mujeres embarazadas	-0,02*** (0,00)	-0,03*** (0,00)
Presencia de discapacitados	0,01 (0,02)	0,01 (0,01)
Estado civil: casada / unión libre	-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)
Educación: secundaria	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)
Educación: técnica o universitaria	-0,02*** (0,01)	-0,01 (0,01)

Cuadro 7.6 (continuación)**Primera etapa: determinantes de la participación en el programa**

	(1) Madres y abuelas	(2) Madres
Número de desempleados en el hogar	0,00 (0,00)	-0,00** (0,00)
Edad	0,00 (0,00)	-0,00*** (0,00)
Número de 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	60.906	59.215

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

Fuentes: Registros administrativos del Programa Buen Comienzo y del Sisbén (Medellín).

En el mismo cuadro se aprecia también que las mujeres pertenecientes a hogares con mayor número de personas tienen mayor probabilidad de participar en el programa, al igual que las madres jefes de hogar.

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* con restricción de la muestra a las personas en Sisbén 1 y 2 (que son los potenciales elegibles). En el Cuadro 7.7 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 20.000 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 puntos porcentuales.

Los resultados presentados a lo largo de esta sección muestran un efecto positivo del Programa Buen Comienzo en la situación laboral de las madres mayores de 25 años, que se refleja en aumentar entre 3 y 9 pp (10% y 27%) la probabilidad de participación laboral, efecto semejante al encontrado en estudios previos para Argentina en empleo materno (7 pp); dicho efecto se mantiene cuando se restringe la muestra a madres pertenecientes a los niveles de Sisbén 1 y 2 (cuadros 7.7 y 7.8). Por otro lado, hay evidencia de efectos heterogéneos, de acuerdo con nuestros resultados, por variables instrumentales, ya que el aumento de la participación laboral es mayor (31 pp) para aquellas madres ubicadas cerca de los centros de cuidado, lo cual equivale a duplicar su tasa de participación laboral, esto

Cuadro 7.7

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 Sisbén

	Madres y abuelas			Madres		
	Estimador ATE simple	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo	Estimador ATE simple	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Efecto del Programa	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,02* (0,01)	0,069*** (0,01)	0,13*** (0,01)	0,044*** (0,01)
Observaciones	41.162	41.162	41.162	40.050	40.050	40.050

Notas: Los errores estándar se muestran en paréntesis; *, ** y *** corresponden al 10%, 5%, 1% de significancia, respectivamente. Fuentes: Registros administrativos del Programa Buen Comienzo y del Sisbén (Medellín).

Cuadro 7.8

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 Sisbén

	Madres y abuelas		Madres	
	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo	Estimador ATE corregido por sesgo	Estimador ATT corregido por sesgo
	(2)	(3)	(5)	(6)
Efecto del Programa	0,02** (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
Observaciones	14.142	14.142	13.825	13.825

Notas: Los errores estándar se muestran en paréntesis; *, ** y *** corresponden al 10%, 5%, 1% de significancia, respectivamente. Fuentes: Registros administrativos del Programa Buen Comienzo y del Sisbén (Medellín).

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 Buen Comienzo, las cuales ofrece en su estrategia de desarrollo integral para la primera infancia una modalidad de atención durante ocho horas y cinco días a la semana a infantes hasta de 5 años de edad.

El Programa Buen Comienzo, en sus modalidades institucionales, amplía en forma gratuita la oferta de servicios que 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 gratuita, ofrece una mejor calidad en términos de infraestructura física y apoyo interdisciplinario, con 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 señalan que el efecto promedio del programa en la participación es de 3 a 9 pp, en tanto que el efecto local para quienes están cerca de las instalaciones del programa es de 31 pp, que equivale a duplicar la tasa de participación laboral de las madres beneficiadas y vecinas a los centros de cuidado. En materia de empleabilidad, aunque pequeño, es estadísticamente significativo; si bien el empleo depende sobre todo 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 el aumento de 1 pp en la probabilidad de empleo, lo cual hace suponer que facilita la búsqueda de empleo.

Las dos metodologías utilizadas —emparejamiento y variables instrumentales— constatan de 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, lo que contribuye a la reducción de la pobreza, a la mejora en las oportunidades y a menor dependencia de los recursos del Estado.

REFERENCIAS

- Abadie, A.; Imbens, G. W. (2002). "Simple and Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects", *NBER Technical Working Papers*, núm. 0283, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Alcaldía de Medellín, Secretaría de Educación. (2009). "Buen Comienzo - Motiva". Documento del proyecto Buen Comienzo.
- Anderson, P. M.; Levine, P. B. (1999). "Child care and mothers' employment decisions", Working Paper, núm. 7058, *NBER*.
- Attanasio, O. P.; Maro, V. D.; Vera-Hernández, M. (2013). "Community Nurseries and the Nutritional Status of Poor Children. Evidence from Colombia", *The Economic Journal*, núm. 123, pp. 1025-1058.
- Badel, A.; Peña, X. (2011). "Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia", *Revista de Análisis Económico - Economic Analysis Review*, vol. 25, núm. 2, pp. 169-191.
- Berlinski, S.; Galiani, S. (2007). "The Effect of a Large Expansion of Pre-primary School Facilities on Preschool Attendance and Maternal Employment", *Labour Economics*, Elsevier, vol. 14, núm. 3, pp. 665-680, junio.
- Blundell, R.; Costa, M. (2002). "Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics", Cemmap, Working Paper CWP1002, UCL, marzo.
- Caliendo, M. (2006). *Microeconomic Evaluation of Labour Market Policies*, Springer Verlag, Berlin.
- Fong, M.; Lokshin, M. (2000). "Child Care and Women's Labor Force Participation in Romania", *Policy Research*, Working Paper Series, núm. 2400, Banco Mundial.
- Gelbach, J. B. (2002). "Public Schooling for Young Children and Maternal Labor Supply", *American Economic Review*, vol. 92, núm. 1, pp. 307-322.
- Gong, X.; Breunig, R. (2012). "Child Care Assistance: Are Subsidies or Tax Credits Better?", *IZA Discussion Papers*, núm. 6606, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Gustafsson, S.; Stafford, F. (1992). "Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden", *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 27, núm. 1, pp. 204-230.
- Gutiérrez-Domènech, M. (2005). "Employment after motherhood: a European comparison", *Labour Economics*, vol. 12, núm. 1, pp. 99-123, febrero.

- Heckman, J. J.; Ichimura, H.; Todd, P. E. (1997). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme", *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 64, núm. 4, pp. 605-54, octubre.
- Heckman, J. J.; Ichimura, H.; Todd, P. (1998). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator", *Review of Economic Studies*, Wiley Blackwell, vol. 65, núm. 2, pp. 261-294, abril.
- Imbens, G. W.; Angrist, J. D. (1994). "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects", *Econometrica, Econometric Society*, vol. 62, núm. 2, pp. 467-75, marzo.
- Imbens G.; Abadie A.; Drukker D.; Herr J. (2004). "Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata", *The STATA Journal*, vol. 4, núm. 3, pp. 290-311.
- Imbens G.; Abadie, A. (2011). "Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 29, núm. 1, pp. 1-11.
- Kenjoh, E. (2005). "New Mothers' Employment and Public Policy in the UK, Germany, the Netherlands, Sweden, and Japan", *Labour, CEIS*, vol. 19, s1, pp. 5-49, diciembre.
- Lokshin, M. (2004). "Household Childcare Choices and Women's Work Behavior in Russia", *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 39, núm. 4.
- Lokshin, M.; Fong, M. (2000). "Child Care and Women's Labor Force Participation in Romania", *Policy Research Working Paper Series*, núm. 2400, Banco Mundial.
- Lokshin, M. M.; Glinskaya, E.; García, M. (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, núm. 2, pp. 240-276, junio.
- Marshall, K. (1999). "Employment after Childbirth", *Statistics Canada*, Catalogue núm. 75-001-XPE, Autumn, Perspectives, pp. 18-25.
- Olarte, L.; Peña, X. (2010). El efecto de la maternidad sobre los ingresos femeninos, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 28, núm. 63, pp. 190-230.
- Paes de Barros, O. P. (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, Banco Mundial.

- Ribar, D. 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, núm. 3, pp. 558-97, julio.
- Roy, A. D. (1951). "Some Thoughts on the Distribution of Earnings", *Oxford Economic Papers*, núm. 3, pp. 135-146.
- Rubin, D. B. (1974). "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non-randomized Studies", *Journal of Educational Psychology*, núm. 66, pp. 688-701.
- Stock, J. H.; Yogo, M. (2005). "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", capítulo 5, en J. H. Stock y D. W. K. Andrews, editores. *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas J. Rothenberg*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Wallace M.; Saurel-Cubizolles, M. J. (2013). "Returning to Work one Year after Child-birth: data from the mother-child cohort EDEN", *Matern Child Health J.*, vol. 17, núm. 8, pp. 1432-1440, octubre.
- Washbrook, E.; Ruhm, C. J.; Waldfogel, J.; Wen-Jui, H. (2011). "Public Policies, Women's Employment after Childbearing, and Child Well-Being", *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 11, Issue 1, ISSN (en línea), 1935-1682, DOI: 10.2202/1935-1682.2938, julio.
- Wen-Jui, H.; Ruhm, C. J.; Waldfogel, J.; Washbrook, E. (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, vol. 131, núm. 6, pp. 15-27, junio.

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 5 años provisto por el Instituto Colombiano de Bienestar Familiar (ICBF), el gobierno de Medellín lanzó el Programa Buen Comienzo, una estrategia de atención focalizada en los infantes hasta de 5 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: entorno familiar, entorno comunitario y entorno institucional. Mientras que las modalidades de entorno familiar y comunitario tienen énfasis en encuentros periódicos en familia y comunidad, la de entorno institucional opera cinco días a la semana, ocho horas al día, y ofrece el servicio de salas cuna para los bebés entre 3 y 23 meses y el servicio de cuidado integral a los infantes entre los 23 meses y los 5 años de edad.

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 veinticinco infantes, un auxiliar educativo y un auxiliar de nutrición por cada cincuenta, un coordinador pedagógico por cada trescientos, un auxiliar administrativo por cada cuatrocientos y un auxiliar de servicios generales por cada ciento cincuenta.

Instauración del Programa Buen Comienzo en la ciudad

El Programa Buen Comienzo desde el inicio utiliza la infraestructura existente y contrata entidades no gubernamentales con experiencia en atención de niños en condiciones de vulnerabilidad, a quienes les provee la cualificación, la minuta nutricional y los lineamientos homogéneos; las entidades reciben un pago mensual por cada infante, con lo cual se amplía el servicio a los que no eran atendidos.

Desde 2009 el programa hace una convocatoria y abre el banco de oferentes para lograr que todas las entidades interesadas cumplan 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 tiene dentro de sus objetivos atender a infantes que no pueden ser cuidados en sus hogares, cualquiera sea la razón. Los servicios se prestan en espacios institucionales especializados para la atención integral desde los 3 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 armado, minorías étnicas, ingresos familiares menores a 1,5 salarios mínimos legales mensuales, o que cuenten con un puntaje del Sisbén inferior a 57 puntos (56 para las ciudades no principales y 40 para los de zona rural) o aquellos beneficiarios de transferencias condicionadas (Familias en Acción).

Las modalidades institucionales operadas por el ICBF son tres: hogares infantiles, lactantes y preescolares, 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 6 meses y los 6 años de edad, entre las 8:00 a. m. y las 4:00 p. m., cinco días a la semana. La modalidad de lactantes y preescolares estuvo inicialmente operada por organizaciones privadas con la finalidad de atender párvulos en condiciones de vulnerabilidad hasta convertirse en una modalidad del ICBF y recibe también una contribución de los padres. La última modalidad de carácter institucional del ICBF es la denominada centros de desarrollo infantil, que surgió en el primer mandato del presidente Santos con la política nacional conocida como “De Cero a Siempre” para atender a todos los menores de 5 años, con base en la experiencia de los hogares infantiles que operan en el país desde 1974, así como otras modalidades institucionales de carácter gratuito.

La articulación de 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 Medellín. Al reconocer que había menores que estaban siendo atendidos por organizaciones gubernamentales como el ICBF, se procedió a darles prioridad a otros en condiciones de vulnerabilidad sin atención. Al inicio el traspaso de los niños del ICBF hacia Buen Comienzo estuvo restringido para mantener el trabajo de las madres en hogares comunitarios, considerándose únicamente casos particulares que, por motivos de cambios de domicilio o dificultades directas con la madre comunitaria, buscaron atención en este programa. La modalidad de alianza directa entre el ICBF y Buen Comienzo, conocida como “entorno comunitario”, fue 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 (las unidades pedagógicas de apoyo, UPA), que han sido adecuados para atender cada día a cuatro hogares comunitarios con trece niños y niñas cada uno (52 diarios). Los días que están allí los infantes reciben la minuta nutricional de Buen Comienzo, más completa que la proporcionada por los hogares comunitarios.

La otra modalidad que interactúa de manera directa con el ICBF es la institucional de hogares infantiles, que se articula completamente con Buen Comienzo: desde 2010, veintitrés madres comunitarias de veintisiete hogares, identificadas en un radio de 500 m 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 dichos jardines. Cada jardín, además de recibir los cuatro hogares comunitarios restantes de los veintisiete identificados con sus trece infantes, atiende una vez al día a las UPA.

En la actualidad Buen Comienzo se articula con el ICBF para proveer cualificación a las modalidades existentes del Instituto, y además de tener alianzas con hogares comunitarios y hogares infantiles hizo otra para las madres gestantes y los hogares comunitarios de bienestar o FAMI (Familia, Mujer, Infancia), que atienden a menores de 2 años. Estas modalidades están articuladas con la 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 a la primera infancia de la ciudad, y para ello, las alianzas y los lineamientos pedagógicos de los servicios existentes es un punto de partida.

