

**Tesis para obtener el grado de Doctor en
Economía**

**Políticas de Protección Social,
incentivos al trabajo y empleo formal**
**Evidencia para Uruguay a partir de una evaluación
de experimentos de política.**

Marcelo Bérgho

Director: Prof. Dr. Guillermo Cruces

Setiembre de 2013

Universidad Nacional de La Plata

Facultad de Ciencias Económicas

Departamento de Economía

Agradecimientos

Un especial agradecimiento a Guillermo Cruces, por orientar el desarrollo de esta investigación, por sus valiosos comentarios, sugerencias y consejos. Gracias a mis padres, Roxana y Luis, y a mi hermano Diego, por apoyarme e incentivarme a seguir adelante desde hace ya mucho años. A Fedora, por su apoyo constante e incondicional durante todo este proceso. A mis amigos y profesores, de éste y del otro lado del río.

Índice general

Resumen	1
1. Incentivos en el mercado de trabajo, programas contributivos y no contributivos. Reformas recientes al sistema de protección social en Uruguay	11
1.1. Introducción	12
1.2. Comportamiento en el mercado de trabajo, programas contributivos y no contributivos	15
1.3. El sistema de protección social en Uruguay	18
1.4. Reformas del sistema de protección en Uruguay y mercado de trabajo	20
1.4.1. Reforma del sistema de jubilaciones y pensiones	21
1.4.2. Reforma del Seguro de desempleo	25
1.4.3. Reforma del seguro de salud	28
1.4.4. Reforma del sistema de asignaciones familiares	32
Bibliografía	39
Tablas y Figuras	45

2. Beneficios no contributivos: transferencias de ingreso, desincentivos al trabajo y al empleo registrado. Evidencia a partir de un enfoque de regresión discontinua	49
2.1. Introducción	51
2.2. Literatura previa	58
2.2.1. Efectos sobre la oferta laboral y horas trabajadas	58
2.2.2. Efectos sobre la formalidad e informalidad laboral	61
2.2.3. Enfoques de regresión discontinua y programas de transferen- cias sociales de ingreso	62
2.3. El programa Asignaciones Familiares-Plan de Equidad	64
2.3.1. Implementación y cobertura	65
2.3.2. Inscripción, elegibilidad y duración del beneficio	66
2.3.3. Estructura del beneficio	69
2.3.4. Asignación al programa: discontinuidad en base al índice de pobreza	70
2.3.5. Potenciales efectos sobre el mercado de trabajo	71
2.4. Datos	74
2.5. Enfoque empírico: diseño de regresión discontinua (RD)	77
2.6. Resultados	79
2.6.1. Evidencia preliminar: gráficos RD	79
2.6.2. Estimaciones de regresión discontinua	80
2.6.3. Transiciones en el empleo	83
2.6.4. Duración en la exposición al AFAM-PE y resultados en el mercado de trabajo	85
2.6.5. Análisis de Robustez	90
2.7. Conclusiones	92

Bibliografía	95
Tablas y Figuras	103
Apéndice: Tablas	115

3. Beneficios contributivos, empleo registrado y subdeclaración de ingresos.

Efectos de la expansión del seguro de salud	119
3.1. Introducción	121
3.2. Antecedentes	128
3.2.1. Literatura relacionada	128
3.2.2. El sistema de seguridad social en Uruguay	132
3.2.3. El beneficio del seguro de salud	133
3.2.4. La reforma del 2008 y la extensión del seguro de salud (ESS) .	134
3.3. Los incentivos al trabajo y a la evasión de impuestos de la ESS . . .	139
3.4. Datos y estrategia empírica	141
3.4.1. Datos y estadísticas descriptivas	141
3.4.2. Estrategia econométrica y supuestos de identificación	143
3.5. Resultados empíricos	148
3.5.1. Evidencia descriptiva	148
3.5.2. Resultados básicos: oferta laboral y empleo registrado	149
3.5.3. Intensidad en el tratamiento: estimaciones por edad y número de hijos	153
3.5.4. Respuestas heterogéneas según arreglos familiares	155
3.5.5. Subdeclaración de ingresos salariales	158
3.6. Robustez	160
3.7. Conclusiones	163

Bibliografía	169
Tablas y Figuras	175
4. Implicancias financieras de extender el sistema de protección social y respuestas de comportamiento: evidencia a partir de dos programas sociales en Uruguay	185
4.1. Introducción	187
4.2. Implicancias Financieras de la ESS	190
4.3. El AFAM-PE y sus implicancias financieras	195
4.4. Conclusiones	200
Bibliografía	203
Tablas y Figuras	207
5. Conclusiones	209

Resumen

Cómo las políticas de protección social afectan el comportamiento de los individuos en el mercado de trabajo, es una pregunta de primer orden en economía pública y laboral. Esta investigación intenta ser una contribución a esta literatura a partir de analizar las respuestas de los individuos a un conjunto de políticas que expandieron recientemente el Sistema de Protección Social (SPS) en Uruguay. Una característica interesante de este proceso, es que a diferencia de la mayoría de los países de América Latina y el Caribe (ALC), Uruguay desarrolló una estrategia que combinó la expansión de programas contributivos y no contributivo, de su SPS.¹ Esto permite una oportunidad única no sólo para responder a la pregunta, ¿si la asistencia social genera desincentivos sobre la oferta laboral y el empleo registrado o formal?, sino también acerca de si ¿ante mejoras en los beneficios de la seguridad social los individuos responden aumentando sus niveles de participación y empleo formal ?. Si esto último fuera así, una pregunta relevante en términos de eficiencia y diseño de política es ¿hasta qué punto los cambios en el empleo formal están asociados a un efecto ingreso o a un efecto sustitución (transición) entre tipos de empleo?,

¹Los programas contributivos son aquellos en que el financiamiento y las condiciones de acceso a las prestaciones (salud, pensión para la vejez, seguro de accidente de trabajo, entre otras) están directamente relacionadas con las contribuciones que realizan trabajadores y/o empleadores, y en algunos casos el Estado. Por otro lado, los programas no contributivos están desvinculados de la historia de contribuciones de los trabajadores y su financiamiento depende en gran medida de impuestos (Bertranou, F., 2004. Protección social y mercado laboral. Organización Internacional del Trabajo, Ginebra).

¿estos canales son igual de importantes para explicar las respuestas a los incentivos financieros de programas de asistencia social y beneficios sociales?. Vinculado a este debate también es importante conocer, ¿si las políticas de protección social sólo afectan la decisión de registrarse, o si (condicional a un empleo formal) también alteran la decisión de reportar todo o parte del ingreso laboral para evadir impuestos?. Algunos estudios recientes sugieren que este margen de evasión impositiva quizás sea afectado por cambios de la políticas sociales. Una enfoque más comprensivo acerca de los incentivos de las políticas de protección social, implica también considerar una perspectiva dinámica, por ejemplo, si como señala la literatura teórica ¿la mayor duración en la asistencia social genera efectos persistentemente negativos en el mercado de trabajo?, o ¿ hasta qué punto los cambios en los niveles de empleo están explicados por distintas tasas de salida o entrada entre estatus de empleo?. Estas preguntas se abordan a partir de un diseño de investigación que utiliza diferentes fuentes de información y se basa en un enfoque cuasi-experimental para identificar de manera creíble los efectos de dos cambios de política del SPS en Uruguay: la extensión del seguro de salud (política contributiva) y la extensión del programa de asignaciones familiares (política no contributiva).

En la mayoría de los países de ALC, los SPS se basan en alguna variante de naturaleza contributiva (Bertranou, 2004). Bajo este sistema, la disponibilidad de mecanismos de aseguramiento (beneficios sociales o seguros sociales) contra una variedad de riesgos, como aquellos que surgen ante situaciones de pobreza, pérdida de empleo o problemas de salud, está condicionado a la participación en el mercado de trabajo formal. Aunque estos sistemas pueden funcionar adecuadamente para quienes están cubiertos, los altos niveles de informalidad laboral en los países de la región – definido en esta tesis como aquellos (individuos en) empleos no registrados ante la Administración de Seguridad Social (véase la Figura 1.1, en el Capítulo

1), implica que una parte importante de la población no tiene acceso a beneficios sociales.²

En las dos últimas décadas, la mayor parte de los países de la región han realizado profundas reformas y extendido la cobertura de sus SPS, con el objetivo de dar respuesta a los altos niveles de pobreza, a la falta de acceso a mecanismos de aseguramiento, y a sus consecuencias de largo plazo en términos de equidad y eficiencia (CEPAL, 2006).³ En general, este proceso ha estado asociado a la implementación o extensión de beneficios no contributivos, principalmente programas de transferencias de ingresos condicionadas (Rawlings, 2004; Barrientos y Santibañez, 2009), y en menor medida, a programas de cuidados de salud y sistemas de pensiones (no contributivos) que tradicionalmente eran condicionales al empleo formal.⁴ La evidencia disponible, principalmente a partir de los programas de transferencias de ingresos (condicionados y no condicionados), sugiere que esta estrategia ha llevado a fuertes caídas en los niveles de pobreza, mejoras en la educación, la salud y la nutrición en la región (véase Fiszbein y Schady, 2009).⁵

Más allá de las mejoras de bien-estar en estas dimensiones, la expansión de los SPS en la región y su diseño. ha generado un debate entre los hacedores de política

²A lo largo de este estudio, se utilizará como conceptos intercambiables a empleo formal y empleo registrado, así como a empleo informal y empleo no registrado. Para una discusión sobre la definición de actividades económicas informales véase Schneider, F., 2005. Shadow economies around the world: what do we really know?. *European Journal of Political Economy* 21 (3), 598-642. Para una revisión detallada de la literatura sobre la economía informal, véase Gerxhani, K., 2004. The Informal sector in developed and less-developed countries: a literature survey. *Public Choice* 120(3), 267-300. Para el caso de América Latina, véase Gasparini, L., Tornarolli, L., 2009. Labor Informality in Latin American and the Caribbean: Patterns and Trends from Household Surveys Microdata. *Desarrollo y Sociedad* 63 (Junio), 13-80.

³CEPAL, 2006. La protección social de cara al futuro: Acceso, financiamiento y solidaridad. CEPAL, Santiago.

⁴Rawlings L., 2004. A New Approach to Social Assistance: Latin America's Experience with Conditional Cash Transfer Programmes, *International Social Security Review* 58(2-3), 133-161; Barrientos, A., Santibañez, C. 2009. Social Policy for poverty reduction in lower income countries in Latin America: Lessons and Challenges, *Social Policy and Administration* 43(4), 409-424.

⁵Fiszbein, A., Schady, N., 2009. Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty. World Bank, Washington, DC.

y principalmente en los círculos académicos, acerca de posibles efectos negativos de eficiencia, en particular, en términos de desincentivos en el mercado de trabajo. A los tradicionales argumentos de la teoría económica sobre cómo la asistencia social afecta el comportamiento laboral (Moffitt, 1992; Moffitt, 2002), se han sumado planteos que sugieren que la fragmentación en la provisión de protección social - interacción de programas contributivos y no contributivos e incompatibilidad de incentivos (Levy, 2008); tienen como consecuencia una reducción de la oferta laboral y del empleo formal.⁶

A diferencia de lo que ocurre con la investigación para países desarrollados, principalmente Estados Unidos y Gran Bretaña (véase Moffitt 2002, Brewer et al., 2009; Ben-Shalom et al., 2011), la evidencia disponible convincente para la región acerca del efecto causal de estas políticas sobre los resultados del mercado de trabajo, es escasa y poco conclusiva (véase Bosch y Manacorda, 2012).⁷ El hecho de que la evidencia sobre este tópico en la región sea “variada” y los resultados “mixtos”, en parte se explica por aspectos específicos de diseño de las políticas (p.ej. focalización, montos de las transferencias, y condicionalidades), aspectos culturales (p.ej. preferencias) y características del mercado de trabajo (p.ej., movilidad, tamaño del empleo informal), pero también a un conjunto de “limitaciones” de los estudios empíricos disponibles.

En primer lugar, son escasos los estudios que presenten un marco analítico que

⁶Moffitt, R. A., 1992. Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review. *Journal of Economic Literature* 30 (March), 1-61; Moffitt, R., 2002. Welfare Programs and Labor Supply, en A. Auerbach y M. Feldstein (eds) *Handbook of Public Economics* vol. 4 (capítulo 34). Elsevier, Amsterdam; Levy, S., 2008. *Good Intentions, Bad Outcomes: Social Policy, Informality and Economic Growth in Mexico*. The Brookings Institute, Washington, D.C.

⁷Ben-Shalom, Y., Moffitt, R., Scholz, J. K., 2011. An Assessment of the Effectiveness of Anti-Poverty Programs in the United States. En: Jefferson, P. (Ed.), *Oxford Handbook of the Economics of Poverty*, Oxford University Press. En prensa; Bosh, M., Manacorda, M., 2012. Social Policies and Labor Market Outcomes in Latin America and the Caribbean: A Review of the Existing Evidence. CEP Occasional paper 32; Brewer, M., Francesconi, M., Gregg, P., Grogger, J., 2009. Feature: In-work Benefit Reform in a Cross-National Perspective - Introduction. *Economic Journal* 119(535), F1-F14.

integre los canales a través de los cuales los incentivos financieros de las políticas sociales afectan el comportamiento en el mercado de trabajo, esto es, el efecto ingreso y sustitución (“estándar”) del beneficio sobre la oferta laboral, y el efecto sustitución del impuesto (o subsidio) a los ingresos (no) registrados sobre el empleo formal. Esto implica dos limitaciones en la mayoría de los estudios empíricos disponibles: (i) las predicciones y por lo tanto las hipótesis a probar son poco claras y muchas veces “parciales” (por ejemplo, se concluye que la asistencia social conduce a una caída no ambigua de la informalidad - efecto sustitución, sin considerar que el efecto ingresos compite con el sustitución); (ii) se enfocan o en la participación laboral o sobre el empleo formal o empleo informal, pero no en todos los márgenes de participación (empleo formal, empleo informal y no empleo).⁸

En segundo lugar, a excepción de algunos estudios experimentales, la mayor parte de la evidencia empírica para la región se basa en diseños de investigación no experimentales. Una limitación de varios de estos estudios, es que utilizan estrategias de identificación que se basan en observables para intentar controlar la asignación no aleatoria a los programas, o aún cuando se basan en no observables, las características de los datos muchas veces no permiten lidiar con el problema de endogeneidad de las respuestas. Esto quizás afecte la consistencia de las estimaciones disponibles, y en parte, explique el hecho de no contar aún con resultados conclusivos acerca del efecto de las políticas sociales en el mercado de trabajo.

En tercer lugar, en línea con el diseño de la expansión de los SPS en la región, los estudios disponibles intentan dar respuestas a si las políticas de asistencia social (no contributivas) generan desincentivos al trabajo y la formalidad laboral. Sin embargo, se sabe muy poco si por el contrario la extensión de los beneficios sociales

⁸La falta de disponibilidad de datos adecuados ha sido un razón planteada por varios estudios empíricos para no considerar en el análisis todos los márgenes de participación en el mercado de trabajo.

(contributivos) contribuyen a alentar la participación y el empleo formal.

Finalmente, mientras que la mayoría de la evidencia empírica se basa un enfoque estático de cómo las políticas de protección social afectan el comportamiento laboral, casi no hay estudios que tengan una perspectiva dinámica de los incentivos que generan los SPS. Este estudio intenta cerrar algunas de estas brechas de la literatura empírica en la región.

El Capítulo 1 tiene dos objetivos. En primer lugar, presenta el marco analítico del cual surgen las predicciones teóricas que se intentarán contrastar en los capítulos 2 y 3. A partir de las implicancias que surgen del modelo (estático) estándar de oferta laboral y de desarrollos recientes acerca de las decisiones entre tipos de empleo (formal e informal), se presenta una síntesis de los distintos canales a través de los cuales las políticas de protección social afectan las decisiones del mercado de trabajo. Se discute cómo los márgenes relevantes del mercado de trabajo: no empleo, empleo formal e informal, deberían responder ante cambios de políticas contributivas y no contributivas. También se analiza cómo otros márgenes adicionales, en particular el margen intensivo de la evasión en términos de subdeclaración de ingresos laborales, quizás responda ante estos cambios de política. En segundo lugar, se presenta un esquema del SPS en Uruguay y los principales cambios de política que se desarrollaron en las últimas dos décadas, entre ellas las dos reformas analizadas empíricamente en los capítulos siguientes: la extensión del seguro de salud y la expansión del programa de asignaciones familiares. A partir de este repaso se discute los posibles efectos de los cambios de política del SPS uruguayo sobre el mercado de trabajo.

El Capítulo 2 analiza si el principal programa de transferencias de ingresos sujeto a verificación de medios en Uruguay – Asignaciones Familiares-Plan de Equidad (AFAM-PE); genera desincentivos en la oferta laboral y empleo formal. A partir de un experimento aleatorio local que surge de una fuerte discontinuidad en la

regla de asignación a este programa, se identifica de manera creíble y transparente cómo los incentivos financieros afectan el comportamiento en el mercado de trabajo de los adultos en hogares elegibles. Las estimaciones sugieren que el programa no redujo la oferta laboral, aunque sí y de manera significativa la participación en empleos formales. Este resultado parece ser consecuencia de una fuerte reducción en las entradas hacia empleos formales desde empleos informales. Adicionalmente, se encuentra evidencia de que el efecto negativo sobre el empleo formal es más importante sobre aquellos adultos en hogares con mayor tiempo de duración en el AFAM-PE. Los resultados de este capítulo complementan la evidencia que surge de la literatura previa, porque explora la respuesta a la asistencia social en los tres márgenes relevantes del mercado de trabajo y presenta evidencia sugestiva acerca de desincentivos persistentes sobre el empleo formal. Adicionalmente, la credibilidad de la estrategia de identificación hacen de estos resultados un punto de referencia para analizar cómo la reciente expansión de los programas de transferencias de ingreso condicionadas en otras regiones, pueden afectar los incentivos en el mercado de trabajo.

El Capítulo 3 analiza empíricamente si las políticas de seguridad social pueden servir como un incentivo a que los individuos tomen empleos registrados o alteren sus reportes de ingresos a las autoridades fiscales. Para obtener evidencia causal la estrategia de identificación explota una expansión a gran escala en el sistema de beneficios sociales en Uruguay en 2008, que permitió el acceso al seguro de salud de los hijos de los trabajadores registrados, y se basa en un enfoque de diferencias en diferencias. De las estimaciones surgen tres resultados principales. Primero, la extensión del seguro de salud tuvo en promedio un impacto positivo en los niveles de empleo formal y esta respuesta está asociada principalmente a un aumento en la participación laboral más que a transiciones entre empleos registrados y no regis-

trados. Segundo, que las respuestas dependen de si en el hogar hay otro individuo (pareja) o no con un empleo que también otorgue acceso al beneficio social. Tercero, el nuevo beneficio incrementa la probabilidad de subdeclaración de ingresos salariales en empleos registrados entre los adultos con hijos. La investigación realizada en este capítulo presenta una serie de contribuciones a la literatura. En primer lugar, extiende a otros márgenes del mercado de trabajo la evidencia existente acerca de cómo los individuos responden a los beneficios sociales. En segundo lugar, se suma a los escasos estudios que analizan cómo las políticas sociales afectan los ingresos reportados a las instituciones fiscales y presenta evidencia que va en línea con recientes desarrollos teóricos que intentan explicar este comportamiento. En tercer lugar, es una de las primeras estimaciones cuasi-experimentales acerca de las respuestas a los beneficios de la seguridad social para países en desarrollo.

El Capítulo 4, explora cómo las respuestas a los SPS en el mercado de trabajo afectan los costos de las políticas de protección social. Una crítica habitual a los estudios empíricos sobre políticas sociales es que en general no presentan un análisis de su costo-efectividad. Como primer paso para abordar esta limitación, este capítulo estudia las implicancias financieras para el Estado de la expansión del seguro de salud y del programa AFAM-PE. A diferencia de estudios previos para la región, incorpora al análisis los efectos sobre el presupuesto que derivan de cambios comportamentales en el mercado de trabajo como consecuencia de estas políticas. Para esto, se toman las estimaciones del Capítulo 2 y 3 sobre el empleo registrado y la subdeclaración de ingresos laborales y se introduce al análisis de costos, cómo estos cambios afectan la recaudación de impuestos del gobierno. Los resultados de este capítulo implican una contribución al mejor entendimiento de los efectos de la expansión del SPS en Uruguay, y supone una información clave para el hacedor de política al momento de decidir entre diferentes alternativas de diseño de política.

Finalmente, el Capítulo 5 concluye presentando una breve discusión acerca de las alternativas de expansión del SPS en Uruguay, en términos del desafío que implica compatibilizar objetivos de cobertura e incentivos en el mercado de trabajo.

1 Incentivos en el mercado de trabajo, programas contributivos y no contributivos. Reformas recientes al sistema de protección social en Uruguay

Resumen

Varios países en América Latina están expandiendo sus sistemas de protección social. Actualmente existe un debate entre los hacedores de política y en los círculos académicos acerca de los trade-offs que implica este proceso, en términos de cobertura e incentivos en el mercado de trabajo. Este estudio contribuye a la discusión mediante el análisis de los potenciales efectos sobre los incentivos al empleo formal e informal, de un conjunto de reformas de protección social implementadas recientemente en Uruguay.

Palabras clave: sistemas de protección social, incentivos al trabajo y formalidad laboral, Uruguay.

1.1. Introducción

Los sistemas de protección social (SPS) han evolucionado de manera heterogénea en América Latina y el Caribe (ALC), pero en todos los países de la región existen tanto programas contributivos como no contributivos (Bertranou, 2004).¹ Por razones históricas ligadas al surgimiento de movimientos sindicales por ramas de actividad, la mayoría de los países de la región han establecido alguna variante de sistema de seguridad social contributivo. Los individuos que no tienen acceso a los beneficios del sistema a través de contribuciones salariales, reciben algún tipo de prestación social no contributiva.

Estos sistemas pueden funcionar correctamente para las personas beneficiarias, y fueron creados con el objetivo implícito de alcanzar una amplia cobertura. Sin embargo, los países de la región se caracterizan por tener altos niveles de informalidad laboral (Figura 1.1), y por lo tanto, no brindan acceso a los beneficios sociales a una parte importante de la población. En el mejor de los casos, el resultado para la mayor parte de los países de ALC ha sido un sistema de protección incompleto, o de dos niveles.²

Existe una amplia literatura sobre los mecanismos económicos que explican la existencia de empleos formales e informales en mercados de trabajo en países en desarrollo (véase, por ejemplo, Harris y Todaro, 1970; Fields, 1990; Fortin et al, 1997, Maloney, 1999, Galiani y Weinschelbaum, 2012). Algunos estudios recientes, sugieren que la coexistencia de sistemas contributivos parciales con beneficios universales y otros focalizados, generan una estructura de incentivos compleja, que podría explicar

¹Los programas contributivos son aquellos en los cuales el acceso y financiamiento de las prestaciones (tales como cuidado de la salud, pensiones para la vejez, y seguro por accidentes de trabajo) están directamente relacionados con las contribuciones realizadas por los trabajadores, sus empleadores, y, en algunos casos, el Estado. Por el contrario, los programas no contributivos no están ligados a la historia de contribuciones del trabajador, y su financiamiento depende en gran parte de impuestos (Bertranou, 2004).

²Véase Gasparini y Tornarolli (2009) para un análisis exhaustivo de la evidencia para la región.

(al menos parcialmente), los niveles de empleo informal que se observan en la región (Levy, 2008).³

Este mecanismo es particularmente relevante en ALC, donde muchos países han expandido o tienen previsto expandir sus SPS a través de programas de transferencias de ingresos (condicionadas y no condicionadas) y otros beneficios no contributivos (Barrientos y DeJong, 2006; Barrientos y Santibañez, 2009; Rawlings, 2004). En este contexto, se necesita un profundo debate sobre las consecuencias de la expansión de los programas sociales de bienestar no contributivos para las economías de ALC, especialmente en términos de sus efectos en el empleo formal e informal.

Este capítulo realiza una contribución a esta literatura a partir de analizar los potenciales efectos sobre el empleo formal e informal de un conjunto de reformas de protección social que han sido recientemente implementadas en Uruguay, incluyendo reformas al sistema de pensiones, seguro de desempleo, seguro de salud y el programa de asignaciones familiares. En el caso de la reforma del sistema de pensiones, el principal objetivo fue hacer frente a problemas financieros y mejorar los incentivos a contribuir a la seguridad social. La reforma del seguro de desempleo estuvo motivada en una mejora en el diseño de incentivos, mientras que el objetivo de las reformas del seguro de salud y asignaciones familiares fue expandir el beneficio a poblaciones no cubiertas por estos beneficios. Estas medidas han estado en línea con varias políticas implementadas en la última década en los países de ALC, orientadas a extender sus SPS (CEPAL, 2006).

Uruguay posee uno de los SPS más antiguos y desarrollados de ALC, y en términos relativos a los países de la región, presenta un alto grado de cobertura y bajos niveles de empleo informal (Gasparini y Tornarolli, 2009). Además, las reformas al SPS han sido realizadas a través de modificaciones tanto de los programas contributivos como

³Levy (2008) considera a los aportes y contribuciones como impuestos sobre la formalidad cuando existe también un sistema de beneficios no contributivos.

no contributivos. Esto hace de Uruguay un caso de estudio interesante para explorar los diferentes canales a través de los cuales los cambios de política sociales afectan los incentivos en el mercado de trabajo, en particular en el empleo formal e informal.

El resto del capítulo se organiza de la siguiente manera. La Sección 1.2 presenta el marco analítico, mientras que la Sección 1.3 describe brevemente el SPS en Uruguay. Finalmente, la Sección 1.4 presenta las reformas recientes al sistema y analiza los incentivos sobre el mercado de trabajo.

1.2. Comportamiento en el mercado de trabajo, programas contributivos y no contributivos

Esta sección resume las principales predicciones que surgen de la literatura teórica acerca de cómo los programas contributivos y no contributivos pueden afectar el comportamiento en el mercado de trabajo. El análisis se basa principalmente en el modelo estático de oferta laboral con tres sectores: inactividad, empleo formal y empleo informal, en Bosch y Manacorda (2012).⁴

El modelo asume que los trabajadores son tomadores de precios en el mercado de trabajo, que no hay ajustes en el margen intensivo y que no pueden combinar trabajo formal e informal. Se asume que los individuos buscan maximizar su utilidad que depende de consumo y atributos de cada estatus de empleo, y que están sujetos a una restricción presupuestaria. Esta restricción, como es usual, depende del ingreso laboral (en este caso, según el tipo de empleo) y no laboral. En equilibrio, los individuos deciden cuál es el estatus de empleo óptimo al igualar las utilidades marginales que derivan de cada uno de estos estados. Aquellos individuos con relativamente baja valoración por los beneficios sociales (que surgen de empleos registrados) y relativamente baja desutilidad por el trabajo, decidirán tomar un empleo informal. Aquellos individuos con relativamente alta valoración por el ocio y baja valoración por los atributos de empleos formales (en relación a los informales), elegirá la inactividad. Los individuos en la condición residual elegirán un empleo formal. Este modelo “sencillo” permite derivar un conjunto de predicciones teóricas acerca de cómo los cambios en las políticas de protección social pueden afectar las decisiones de empleo en los tres márgenes que para esta tesis serán más relevantes:

⁴Si bien el modelo de Manacorda y Bosch (2012) analiza las condiciones bajo las cuales los programas no contributivos afectan las decisiones en el mercado de trabajo, se puede dar un tratamiento análogo para discutir el efecto de los programas contributivos.

no empleo, empleo formal y empleo informal.

Se esperaría que la introducción (o el aumento) del beneficio de un programa no contributivo, como una transferencia social de ingreso, implique un desincentivo al empleo y empleo formal. Por un lado, la combinación de los efectos ingreso del beneficio y sustitución de la prueba medios (si existe), debería de llevar de manera no ambigua a una reducción en el empleo.⁵ Por otro lado, este beneficio actúa como un subsidio (impuesto) a la informalidad (formalidad) laboral en la medida que los programas no contributivos muchas veces dan acceso a bienes y servicios similares a los contributivos (por los que se pagan impuestos), o están sujetos a pruebas de verificación de ingresos (en la práctica) formales. Por lo tanto, los programas no contributivos deberían de aumentar los incentivos a que los individuos en empleos formales se trasladen hacia empleos no registrados. Tomando estas predicciones en conjunto, se esperaría de manera no ambigua una caída en el empleo formal como consecuencia de estos programas (esto es, efecto ingreso y sustitución entre empleos van en la misma dirección). Sin embargo, el efecto sobre el empleo informal es ambiguo (el efecto ingreso y sustitución van en dirección opuesta). El resultado global dependerá de qué tan importante sea el efecto ingreso sobre los trabajadores informales infra-marginales y el efecto sustitución entre tipos de empleo.

La introducción (o el aumento) del beneficio de un programa contributivo, como un seguro de salud, debería de generar un incentivo al empleo formal, y un desincentivo al no empleo y empleo informal. Esto es, una mejora en los atributos de los empleos registrados debería aumentar la valoración marginal de este tipo de empleos en relación a empleos informales y al ocio. Por lo tanto, en términos globales se esperaría un aumento del empleo formal, como consecuencia de un efecto sustitución entre

⁵En el caso de un programa no contributivo cuyo beneficio es no monetario, el efecto ingreso puro dependerá de hasta qué punto el individuo percibe este beneficio como equivalente a dinero “en mano”. Un ejemplo de estas características es la cobertura de seguro de salud a los trabajadores informales en México a través del Seguro Popular.

1.2 Comportamiento en el mercado de trabajo, programas contributivos y no contributivos

empleos formales e informales y una caída del no empleo.

Hasta qué punto el comportamiento de los individuos responde según las predicciones que surgen de este modelo depende de un conjunto de factores. En el caso de los programas no contributivos en ALC, algunos aspectos a considerar son: (i) la posibilidad de una elasticidad ingreso-ocio cercana a cero entre la población pobre, (ii) el hecho de que las pruebas de verificación de ingresos existan o sean efectivamente operativas, (iii) la existencia de otros componentes (intervenciones en la comunidad, etc.) y condicionalidades de los programas (educación, controles de salud, etc.)⁶. En el caso de los programas contributivos, se debe considerar al menos dos factores que afectan de manera heterogénea la valuación de los individuos: (i) la canasta de beneficios sociales y contribuciones es indivisible, (ii) los beneficios sociales no son homogéneos (por ejemplo, beneficios presentes y futuros).⁷ Por otro lado, las respuestas a cambios en las políticas de protección social pueden ser diferentes al incorporar la dimensión de oferta laboral del hogar (Galiani y Weinschelbaum, 2012).

Adicionalmente, las respuestas en el mercado de trabajo pueden ser más complejas al considerar la interacción entre la oferta laboral y otros márgenes relevantes como la evasión impositiva (Pencavel, 1979; Cowell 1985; Pestieau y Possen, 1991; Slemrod 2001; Fugazza y Jacques, 2004, entre otros). Mientras que los individuos (y/o empleadores) pueden alterar su estatus de empleo registrado/no registrado ante cambios de impuestos y beneficios (margen extensivo de la evasión), también podrían decidir pagar contribuciones sociales por menos del monto total, y este tipo de evasión podría tomar la forma de la subdeclaración de ingresos (margen intensivo de la evasión). Por ejemplo, la prueba de verificación de ingresos de los programas

⁶Para una discusión acerca de las implicancias de estos factores véase Fiszbein y Schady (2009); Bosch y Manacorda (2012); Alzúa et al. (2013), entre otros.

⁷Para una discusión acerca de las implicancias de estos factores véase Summers (1989) y Levy (2008), entre otros.

de transferencias sociales al actuar como impuesto implícito sobre los ingresos formales, podría también generar incentivos a la subdeclarar ingresos laborales - los individuos no necesitan tomar un empleo informal para ocultar ingresos y así ser elegibles al beneficio. Por otro lado, cambios en los costos para empleados y empleadores en los beneficios contributivos - por ejemplo, contribuciones sociales u otros impuestos al trabajo, podría dejar mayor espacio para evadir impuestos en términos de subdeclaración de ingresos, aún sin alterar el estatus de formalidad de los individuos.

En términos más generales, las respuestas en el comportamiento laboral de los individuos ante cambios del SPS dependerá de la ponderación que otorguen los empleados y empleadores a los costos y beneficios de esta decisión, de las oportunidades de evasión, de la proporción de individuos que se encuentren en el margen entre el no empleo, empleos formales e informales y de los niveles de movilidad en el mercado de trabajo (Maloney, 1999, 2004; Slemrod 2001, Heckman y Pagés, 2004; Fields, 2005; Gunther y Launov, 2012).

1.3. El sistema de protección social en Uruguay

Uruguay posee uno de los SPS con pilar contributivo más antiguos y desarrollados de ALC (Ferreira-Coimbra y Forteza, 2004). La Tabla 1.1 enumera los principales programas que actualmente conforman el SPS de acuerdo al tipo de riesgo que es cubierto y su vinculación con el mercado de trabajo.

Con respecto al pilar contributivo del SPS, varias instituciones regulan y administran aspectos específicos de sus programas, aunque la institución más importante en términos de cobertura es el Banco de Previsión Social (o BPS).⁸ La ley exige que los

⁸El BPS fue creado en 1967, cuando se unificaron varias instituciones de seguridad social que cubrían a grupos específicos de trabajadores.

1.3 El sistema de protección social en Uruguay

empleados y empleadores del sector privado realicen contribuciones al BPS, institución que ofrece a los trabajadores una “canasta” de beneficios sociales – conjunto de prestaciones sociales que es esencialmente ofrecido a los trabajadores asalariados del sector privado del mercado de trabajo.⁹ Esta canasta tradicionalmente han incluido beneficios post-retiro (jubilaciones y pensiones), así como otros beneficios sociales durante el período de actividad del trabajador, incluyendo acceso a ciertas prestaciones de salud (seguro de salud), seguro de desempleo, y asignaciones familiares para trabajadores familia a cargo. Si bien el monto total de las contribuciones sociales es la suma de diferentes componentes (principalmente aquellas vinculadas al seguro de salud y jubilaciones), la canasta de beneficios sociales es indivisible y está ligada a una única contribución incluye a todos estos beneficios sociales (en 2012 entre 30 % y 33 % de los ingresos nominales de los trabajadores dependientes). En consecuencia, la afiliación al BPS garantiza el acceso del trabajador a todas las prestaciones de la canasta de beneficios sociales.

Los individuos que no están cubiertos por los beneficios de la seguridad social –esto es, los trabajadores no registrados ante el BPS o instituciones similares o aquellos fuera del mercado de trabajo–, pueden acceder en algunos casos a programas no contributivos similares, incluyendo pensiones no contributivas y, más recientemente, al beneficio de las asignaciones familiares. Estos programas generalmente exigen requisitos adicionales para acceder al beneficio, como pruebas de verificación de ingresos.

⁹Generalmente, estos beneficios son también provistos a los empleados del sector público al momento de firmar un contrato de trabajo.

1.4. Reformas del sistema de protección en Uruguay y mercado de trabajo

Recientemente, Uruguay ha desarrollado un conjunto de reformas en algunos de los principales programas de su SPS. En algunos casos, el objetivo de estas modificaciones ha sido afrontar problemas financieros y mejorar los incentivos a contribuir a la seguridad social (por ejemplo, la reforma al sistema de jubilaciones y pensiones), mientras que en otros casos el objetivo fue expandir la cobertura del sistema de protección (expansión del sistema de asignaciones familiares). En este trabajo, nos concentramos en las reformas a cuatro programas: (i) el sistema de jubilaciones y pensiones; (ii) el seguro de desempleo, (iii) el seguro de salud; y (iv) el sistema de asignaciones familiares. Los tres primeros son programas de carácter contributivo y están compuestos por un conjunto de beneficios sociales; el último componente ha pasado de ser un programa puramente contributivo a uno de carácter mixto.

Es probable que los cambios en el diseño de estas políticas alteren los incentivos financieros sobre los potenciales beneficiarios, y por consiguiente, su comportamiento en el mercado de trabajo. Dado el nivel significativo de empleo informal en el mercado de trabajo uruguayo (véase Figura 1.2), aún en períodos de expansión económica, la decisión de tomar un empleo formal o informal, debería ser un margen relevante de ajuste en las decisiones de oferta laboral de los individuos ante estos cambios en el SPS. A continuación se presentan las principales características de los programas y reformas analizadas, y se discuten los cambios de incentivos en el mercado de trabajo siguiendo la discusión de la Sección 1.2, principalmente en el empleo formal e informal.

1.4.1. Reforma del sistema de jubilaciones y pensiones

1.4.1.1. El sistema de jubilaciones y pensiones

En Uruguay, las primeras iniciativas para cubrir la incapacidad permanente, la vejez, y el riesgo de sobrevivencia datan del siglo diecinueve. Desde 1950, este sistema se ha institucionalizado y ha alcanzado la cobertura casi universal de los trabajadores. En la actualidad, el sistema de seguridad social se estructura en torno a diez instituciones que operan tanto en el ámbito público como en el privado. El BPS es la principal institución en términos de ingresos y gastos como también en términos de cobertura (Ferreira-Coimbra y Forteza, 2004).¹⁰

Desde su creación, esta institución ha administrado programas de seguridad social tanto contributivos como no contributivos. Los programas contributivos más importantes son las llamadas “jubilación común” y “jubilación por edad avanzada”. La jubilación común es un programa contributivo que cubría completamente a los trabajadores que cumplían con dos condiciones antes de la reforma de 1996 (discutida más abajo): una edad de retiro mínima (55 y 60 años para las mujeres y para los hombres, respectivamente), y 30 años de aportes. La jubilación alternativa por edad avanzada es un beneficio que se otorga a los trabajadores que han hecho aportes por un número de años superior a cierto umbral (15 años), pero que no han alcanzado la cantidad mínima de años de aportes para calificar para la jubilación común. Por su parte, los programas no contributivos de pensiones por vejez o invalidez consisten en transferencias monetarias en casos comprobados de bajos recursos, ancianos, y personas con incapacidad permanente, sin ningún requerimiento de aportes.

Este sistema ha sufrido una serie de modificaciones en los últimos veinte años en Uruguay. En 1996, las restricciones fiscales llevaron a la reforma de los sistemas de

¹⁰El BPS administra cuatro programas importantes de jubilaciones y pensiones que cubren a los trabajadores de los sectores público y privado (con algunas excepciones), trabajadores rurales y trabajadores domésticos.

jubilaciones y pensiones administrados por el BPS (Ley 16.713/1995). Esta reforma introdujo varios cambios en el sistema de aportes, incluyendo ajustes al esquema de financiamiento y los principales parámetros de gestión y distribución. Así, el sistema se transformó gradualmente de un sistema de reparto a un esquema mixto que combina mecanismos de reparto y de capitalización individual. El nuevo marco legal también volvió más estrictos los requisitos para acceder al sistema jubilatorio mediante la modificación de algunos de los parámetros básicos. Para la denominada jubilación común, la edad mínima de retiro para las mujeres se elevó al mismo nivel que para los hombres (de 55 a 60 años), y la cantidad mínima de años de aportes al sistema se incrementó (de 30 a 35 años). En el caso de la jubilación por edad avanzada, se mantuvo el número mínimo de años de aportes (15 años), pero la edad mínima de retiro se elevó de 65 a 70 años. Adicionalmente, el BPS fue obligado a mantener registros continuos de las historias laborales, que son el mecanismo para verificar los aportes realizados al sistema. Con respecto a las pensiones no contributivas, el cambio más importante de la reforma de 1996 fue el aumento en la edad mínima (también de 65 a 70 años) para los trabajadores de bajos ingresos con derecho a una pensión de vejez (Ferreira-Coimbra y Forteza, 2005).

En el año 2008 se aprobaron cambios adicionales al sistema de pensiones (Ley 18.395/2008). El objetivo fundamental de estos cambios fue flexibilizar los requisitos para acceder a las jubilaciones y pensiones, en especial para los programas contributivos. Particularmente, el número mínimo de años de aportes requerido para acceder a la jubilación común se redujo al nivel existente antes de la reforma de 1996 (30 años). Además, la nueva ley establece que a las mujeres trabajadoras se les acredite un año adicional de aportes por cada hijo (hasta 5 años). También relaja los requisitos de elegibilidad para la jubilación por edad avanzada a 65 años de edad (en lugar de 70) con 25 años de aportes, mientras que los trabajadores que hayan

1.4 Reformas del sistema de protección en Uruguay y mercado de trabajo

realizado aportes por menos de 25 años pero por más de 15 también pueden acceder al beneficio, aunque a una edad más avanzada.¹¹ Además de estas modificaciones, la ley establece un subsidio de desempleo de dos años para trabajadores que tengan 58 años de edad y hayan aportado durante 28 años al BPS (que tributa sobre los aportes) de modo que los trabajadores en esta situación puedan alcanzar los requisitos mínimos para acceder a los beneficios de jubilación.

1.4.1.2. Beneficios futuros e incentivos al empleo formal

Como se describió en la sección anterior, las reformas al sistema de jubilaciones y pensiones uruguayo de los últimos veinte años han afectado principalmente al componente contributivo del programa –es decir, la jubilación común y la jubilación por edad avanzada. Los cambios más importantes se implementaron en 1996, y su objetivo central –además de aliviar la carga fiscal futura del Estado– fue rediseñar estos programas a fin de mejorar los incentivos para que los individuos contribuyan al sistema.

Como en la mayoría de las reformas a los sistemas de jubilaciones y pensiones de ALC durante los noventa, el nuevo diseño del esquema de aportes de los trabajadores implementado en 1996, suponía que la mayor responsabilidad individual y la propiedad directa de los ahorros mejorarían los incentivos para que las personas realicen contribuciones a la seguridad social y permanezcan en el sistema, reduciendo de este modo el empleo informal (Bertranou, 2004).

El endurecimiento de los requisitos para acceder a la jubilación común (es decir, una mayor edad para las mujeres y el aumento en los años de aportes para todos los trabajadores) podría, a priori, generar incentivos para que los trabajadores consoli-

¹¹Los requisitos de elegibilidad son graduales, de modo que el trabajador puede recibir una jubilación por edad avanzada a los 66 años de edad con 23 años de aportes, a los 67 años de edad con 21 años de aportes, y así sucesivamente hasta los 70 años de edad con 15 años de aportes.

den un historial más largo de aportes a la seguridad social, posiblemente reduciendo tanto la frecuencia como la duración de los períodos en los que operen en el empleo informal. Sin embargo, Forteza y Ourens (2009) señalan que los cambios en los parámetros para acceder a los beneficios de la jubilación en 1996 castigan a los trabajadores con historias de aportes cortas. Estos autores encuentran evidencia de que la magnitud de la jubilación esperada a cambio de las contribuciones (es decir, la tasa interna de retorno) aumenta con el número de aportes –y es mucho más baja para trabajadores que contribuyen durante 30 años o menos en lugar del mínimo post-reforma de 35 años.¹²

Si bien no existen estudios empíricos que evalúen y cuantifiquen el efecto neto de la reforma de 1996 sobre el empleo y en particular el empleo informal, algunos estudios recientes encuentran que una proporción significativa de trabajadores que realizan contribuciones a la seguridad social no alcanzarán el número mínimo de años de contribuciones requerido para jubilarse a la edad de retiro normal (Bucheli et al., 2008b). Estos resultados sugieren que los cambios en los requisitos que castigan historiales de aportes cortos no han generado incentivos fuertes para que los trabajadores refuercen sus vínculos con la seguridad social.

Esto podría indicar que el margen para modificar el comportamiento de los trabajadores en el mercado laboral –supuesto en el que se basan estas reformas– no es tan amplio en lo que respecta a prestaciones sociales que no son inmediatamente accesibles. Al mismo tiempo, el endurecimiento de los requisitos para la jubilación común que produjo la reforma de 1996 quizá ha reducido los incentivos a contribuir a la seguridad social para los individuos que recién están comenzando a participar activamente en el mercado laboral –aumentando el número de años de trabajo y re-

¹²Los trabajadores que no alcanzan los 35 años de aportes no son elegibles para la jubilación común y deben esperar hasta cumplir 70 años de edad para acceder a la jubilación por edad avanzada. Así, reciben el beneficio por un período de tiempo más corto, lo cual significa que el monto del beneficio es menor cuando la historia de contribuciones es más corta.

1.4 Reformas del sistema de protección en Uruguay y mercado de trabajo

duciendo el horizonte temporal en el cual disfrutarán de los beneficios futuros para los cuales están contribuyendo hoy.

Los cambios introducidos en el sistema en 2008 buscaron relajar los requisitos mediante la reducción del mínimo de años de aportes requeridos para la jubilación común y el rediseño de las condiciones para acceder a la jubilación alternativa por edad avanzada. Podría esperarse que ello reduzca los incentivos para que los trabajadores desarrollen largas historias de contribuciones a la seguridad social, aunque como se discutió anteriormente, el margen para que estos incentivos afecten la disposición de los trabajadores a contribuir a la seguridad social parece ser reducido –al menos en términos de ajustes que no alteren el régimen actual de jubilaciones. Además, el objetivo de primer orden de estos cambios parece estar más vinculado a una mejora en el bienestar de los trabajadores con historias contributivas cortas, que a generar incentivos hacia mayor historia de contribuciones a la seguridad social y por lo tanto mayor duración en el vínculo con empleos formales.

1.4.2. Reforma del Seguro de desempleo

1.4.2.1. El seguro de desempleo

El seguro de desempleo (SD) corresponde a un subsidio mensual de carácter contributivo que se paga a los trabajadores desempleados. En Uruguay tiene sus orígenes hacia principios del siglo XX, aunque las características fundamentales de este programa se definieron a comienzo de la década de 1980 (decreto-Ley 15180/1981 y decretos 14/982 y 280/982). El encargado de administrar el programa es el BPS, siendo su diseño principalmente responsabilidad del Ministerio de Trabajo. Para acceder al beneficio, los desempleados deben demostrar que han trabajado al menos 6 meses y que cuentan con un monto mínimo de contribuciones en el año previo al pedido del subsidio. Existen tres modalidades de SD: i) por causal de despido, que

cubre a aquellos que han perdido en forma definitiva su puesto de trabajo; ii) por suspensión del trabajo (suspensión total de actividades); iii) por reducción en el mes de las jornadas de trabajo o en el día de las horas trabajadas (en un porcentaje no menor al 25 %).¹³

Hasta fines de 2008, el subsidio que recibían los beneficiarios de este programa correspondía al 50 % del promedio de remuneraciones percibidas en los últimos seis meses previos a haber sido despedido. Si la persona está casada o tiene hijos a cargo, la compensación aumenta un 20 %. El monto transferido no podía ser inferior al 50 % de la Base de Prestaciones y Contribuciones (BPC) ni superiores a 8 BPC (Amarante y Bucheli, 2006).¹⁴

En el año 2008, por la vía legislativa (Ley 15180/2008) se introducen cuatro importantes modificaciones al programa de SD.¹⁵ En primer lugar, para los beneficiarios de la modalidad por despido (definitivo), se cambió el criterio de pago del beneficio pasando de un sistema de monto fijo a uno que establece una escala de monto decreciente.¹⁶ El objetivo de esta modificación fue reducir el impacto inmediato (del despido) en los ingresos del trabajador, así como estimular la búsqueda de un nuevo empleo. En segundo lugar, se introdujo una modificación en la duración del subsidio bajo la modalidad de suspensión del trabajo, reduciéndose la duración máxima del beneficio de seis a cuatro meses (o 48 jornales). La intención con este cambio

¹³En las dos últimas modalidades, el seguro de desempleo actúa como una herramienta que pueden utilizar las empresas en caso de enfrentar problemas coyunturales, y al mismo tiempo facilita la reincorporación de los trabajadores a sus puestos de trabajo, así como el mantenimiento de la relación contractual.

¹⁴En diciembre de 2004, mediante la Ley 17856, se creó la Base de Prestaciones y Contribuciones que estableció que todas las prestaciones indexadas hasta esa fecha con base en el Salario Mínimo Nacional (SMN) serían sustituidas por la referencia a dicha base. Esta base tomó el valor del SMN vigente al 20 de diciembre de 2004. Posteriormente, por un decreto del 10 de enero de 2005, la base de prestaciones y contribuciones se fijó en UYU 1.363.

¹⁵Para mayores detalles véase Casanova (2009) y Amarante et al. (2013).

¹⁶Este nuevo sistema implica un beneficio promedio de 66 % del salario previo del beneficiario en el primer mes del subsidio, en lugar de 50 % como en el anterior régimen. En el sexto mes el monto corresponde al 40 % del salario previo.

1.4 Reformas del sistema de protección en Uruguay y mercado de trabajo

fue promover un uso más racional de esta modalidad por parte de las empresas. Otro cambio relevante refiere a la extensión de la duración del beneficio (seis meses adicionales o 72 jornales) para aquellos trabajadores de 50 años o más que fueran despedidos. Finalmente, a diferencia del antiguo régimen, el nuevo sistema de SD incluye la compatibilidad de este programa con otras actividades del beneficiario (trabajo secundario), así como la posibilidad de interrupción del beneficio en caso de que el trabajador consiga un empleo temporario. Adicionalmente a estos cambios, se ha reforzado el vínculo entre el SD y las políticas activas de empleo, en particular la capacitación.¹⁷

1.4.2.2. Seguro de desempleo e incentivos al empleo informal

En general, la literatura se ha concentrado en los efectos del SD sobre la duración del desempleo y salarios luego de la reinserción del trabajador en el mercado de trabajo (véase Mortensen, 1977; Meyer, 1990; Van Ours y Vodopivec, 2005, entre otros). De acuerdo a las predicciones de esta literatura, se esperaría que las modificaciones a los tiempos de duración del subsidio, como el cambio hacia un esquema decreciente de pago, afecten la duración del desempleo y el salario post-desempleo. Amarante et al. (2013) encuentran evidencia de que estas modificaciones al SD en Uruguay han afectado la duración del desempleo, y en algunos casos, también han impactado sobre el nivel de salario luego de la reinserción en el mercado de trabajo.¹⁸

Por otra parte, la modificación del programa en cuanto a la compatibilidad del subsidio con otras actividades quizás reduzca los incentivos de los trabajadores a

¹⁷El beneficiario del subsidio que no asista a cursos de capacitación un mínimo de tiempo establecido, perdería el beneficio.

¹⁸Los autores encuentran que la reducción en la extensión del subsidio para la modalidad de suspensión y el cambio de esquema de pago, redujeron la duración del desempleo de los trabajadores post-reforma, mientras que la extensión del período en que reciben el beneficio los trabajadores de avanzada edad tuvo un efecto opuesto. Por otro lado, para algunas de estas modificaciones Amarante et al. encuentran evidencia de un efecto positivo sobre los salarios post-desempleo, aunque pequeño en magnitud.

participar de empleos informales durante el período en que reciben el beneficio. Ex – ante a la reforma, la incompatibilidad del subsidio con actividades que generen ingresos laborales junto a la falta de capacidad de monitoreo por parte del BPS, implicaba que si los beneficiarios del SD tenían la opción de emplearse durante el período del subsidio probablemente lo hiciera en actividades informales (Amarante y Bucheli, 2006). Por ejemplo, en el caso de encontrar un empleo, el beneficiario del seguro y la nueva empresa contratante tienen incentivos a cooperar para no cotizar a la seguridad social hasta que venza el período de cobro del seguro. Luego de la reforma, estos incentivos se debilitan ya que el trabajador no tiene porque evadir los controles para ser elegible al programa. Por lo tanto, se esperaría que esta modificación genere incentivos positivos hacia el empleo formal. Adicionalmente, el endurecimiento en las exigencias en cuanto a la asistencia a los cursos de capacitación prevista por la reforma, quizás mejore la calidad del *matching* entre los trabajadores que salen del SD y las empresas, reforzando quizás el vínculo del trabajador con el empleo formal. Aún así, la baja capacidad de regulación y monitoreo que han mostrado históricamente las instituciones que administran estos programas, no hace prever que este canal tenga efectos relevantes en el comportamiento de los trabajadores.

1.4.3. Reforma del seguro de salud

1.4.3.1. El seguro de salud

El sistema de salud en Uruguay se caracteriza por una estructura compleja y fragmentada. El principal prestador de atención médica pública es el Ministerio de Salud Pública, que brinda de manera gratuita atención de salud a los sectores de bajos ingresos. La salud privada es provista principalmente a través de una red de hospitales y clínicas privados, conocida como instituciones de asistencia médica

1.4 Reformas del sistema de protección en Uruguay y mercado de trabajo

colectiva (IAMC).¹⁹

Históricamente, el BPS ha otorgado seguros de salud a los empleados privados registrados. Este beneficio era individual y no cubría la atención de salud de la familia del trabajador. Para financiar el seguro de salud, empleadores y empleados pagaban contribuciones de 5 % y 3 %, respectivamente, de los ingresos nominales del trabajador. Los trabajadores registrados tenían la posibilidad de seleccionar una institución de la sistema IAMC como su proveedor de atención de la salud, el cual era financiado por el BPS. Los individuos no asegurados podían optar por pagar su propio paquete de atención de salud privada, utilizar el sistema público de salud (sujeto a verificación de ingresos), o permanecer sin cobertura.

En 2007, el Parlamento uruguayo aprobó un proyecto de ley (número 18.211/2007) para reformar el componente sanitario del SPS. Con la implementación de esta reforma, el gobierno intentó reforzar tres áreas: cobertura (enfocándose en atención primaria); gestión; y financiamiento.

Uno de los principales componentes de la reforma de la salud fue la extensión de la cobertura de salud a la familia de los individuos en empleos registrados con el BPS, principalmente, niños y esposos o cónyuges. No obstante, debido a las restricciones fiscales, la cobertura se extendió en etapas. La primera etapa comenzó en Enero de 2008, cuando los hijos de los trabajadores fueron elegibles el seguro de salud. Para ganar el acceso al beneficio, los requisitos eran básicamente tres: que el niño tuviera menos de 18 años de edad, que la persona a cargo tuviera un empleo registrado ante el BPS y que trabaje 25 o más horas semanales.²⁰ Para financiar esta expansión, básicamente todas las contribuciones sociales destinadas al seguro de salud aumentaron. Entre aquellos empleados con hijos a cargo, la contribución pasó de 3 % a 6 %

¹⁹El sector privado también incluye a las aseguradoras privadas y prestadores de servicios médicos altamente especializados, entre otros.

²⁰El requisito de horas semanales (o jornales en caso de ser un trabajador jornalero) no cambiaron en relación a la situación pre-reforma.

de sus ingresos nominales, mientras que las contribuciones para individuos sin hijos aumentaron de 3 % a 4,5 % luego de la reforma. Los aportes patronales se mantuvieron sin modificaciones en el valor de 5 % bajo el nuevo esquema. Con estos fondos, el BPS paga a la IAMC o a los proveedores de salud pública (dependiendo de la elección del usuario) por los servicios de atención médica.

La extensión de la cobertura de salud a los hijos de los empleados que siguió a la reforma afecta tanto a empleados públicos como a trabajadores del sector privado registrados con el BPS. Sin embargo, muchos trabajadores públicos ya tenían derecho a esta cobertura a través del Estado, de modo que la ampliación de la cobertura fue más significativa para los trabajadores registrados del sector privado, que antes de la reforma debían pagar para que sus hijos tuvieran atención médica o enviarlos al sector público de salud. Incluso los hijos de los trabajadores formales de bajos ingresos, quienes previamente utilizaban los servicios públicos de salud, son ahora elegibles para la atención privada ya que el BPS les permite elegir una IAMC en el sector privado de salud.

1.4.3.2. Expansión del seguro de salud e incentivos al empleo formal

Si los individuos desprenden algún tipo de valoración por los beneficios sociales como lo sugiere la teoría económica y la evidencia empírica –principalmente aquellos disponibles inmediatamente, como el seguro de salud–, sus decisiones en el mercado de trabajo “internalizan” el hecho de que estos beneficios sólo pueden obtenerse a través de un empleo formal.²¹ En particular, el seguro de salud es un componente sustancial de la canasta de beneficios sociales en Uruguay, tanto en términos del gasto total del BPS, como en la calidad y cantidad de servicios de salud provistos.

²¹Varios estudios han intentado captar la valoración de los componentes individuales de los paquetes de prestaciones, especialmente en el marco del seguro de salud provisto por el empleador. Royalty (2008) y Krueger y Kuziemko (2011) constituyen dos ejemplos de estimaciones de la disposición a pagar por un seguro de salud.

1.4 Reformas del sistema de protección en Uruguay y mercado de trabajo

La extensión de la cobertura de salud a otros miembros del hogar debe entonces modificar los incentivos de los individuos a tomar un empleo compatible con los requisitos que den acceso a este beneficio: básicamente tener un empleo registrado por más de 25 horas semanales. Algunos individuos fuera del mercado de trabajo quizás estén dispuestos a emplearse para ganar el beneficios para sus hijos. Algunos individuos que se encuentren trabajando, pero en empleos informales quizás estén dispuestos a trasladarse a empleos formales o negociar diferentes condiciones de empleo con sus empleadores a fin de obtener el nuevo beneficio, a pesar del costo en términos de contribuciones.

Si bien la predicción desde la teoría económica es no ambigua en términos de un incremento en el empleo formal cuando el análisis se realiza en términos individuales, los efectos esperados a nivel del hogar son a *priori* ambiguos. Esto es, si las decisiones de empleo (y en particular entre empleo registrado y no registrado), se toman en forma conjunta a nivel del hogar, la extensión del seguro de salud puede tener un impacto diferencial para los adultos , dependiendo de la asignación intra-hogar de las relaciones de empleo previas al cambio de política. Enfocándose en la decisión del tipo de empleo (formal e informal), Galiani y Weinschelbaum (2012) analizan este punto desde una perspectiva teórica y ofrecen también resultados empíricos para ALC. El modelo desarrollado por estos autores predice que los trabajadores secundarios en el hogar tienen una mayor probabilidad de operar informalmente cuando los trabajadores primarios son formales. En el marco de la reforma del seguro de salud en Uruguay, el hogar necesita que sólo uno de los adultos a cargo del niño sea formal para darle acceso al beneficios. Sin embargo, si más de un adulto es trabajador formal el hogar incurriría en una superposición de contribuciones, ya que la ley establece que los impuestos sobre la nómina se computan a nivel individual y no a nivel de hogar. Es probable que este tipo de respuestas sean aún

más importantes con la implementación da segunda etapa de la reforma, a partir de la cual los trabajadores registrados ante el BPS darán acceso al seguro de salud a sus cónyuges (Currie y Madrian, 2000). Por lo tanto, se esperaría que en hogares sin adultos en empleos que den acceso al seguro de salud, la reforma inducirá a que algunos de ellos tome un empleo formal a fin de obtener cobertura de salud para los niños y cónyuges. En hogares con al menos un adulto en empleos registrados, el cambio de política no debería de generar cambios en el en los arreglos laborales del hogar. Mientras que teóricamente, en hogares con al menos dos adultos en empleos formales la reforma podría inducir a que alguno de ellos tome un empleo no registrado o incluso salga del mercado de trabajo.

En síntesis, se esperaría que los adultos respondan de manera heterogénea al cambio de política dado el diseño del beneficio. En particular, quizás se observen diferentes respuestas en el mercado de trabajo dependiendo de la conformación del hogar e incluso según el número y edad de de los niños.

1.4.4. Reforma del sistema de asignaciones familiares

1.4.4.1. Asignaciones familiares

El sistema de asignaciones familiares fue creado en 1943 bajo el marco de la ley desarrollada por los Consejos de Salarios (Ley 10.449/1943).²² Los beneficiarios eran los trabajadores del sector privado registrados ante la seguridad social, y el programa fue dirigido a hogares con niños menores a 18 años a cargo (AFAM-C).²³ Los beneficios estaban sujetos al cumplimiento de las condiciones de asistencia

²²Esta ley estableció diversas disposiciones vinculadas con la remuneración del trabajo, entre las cuales se incluyó la prestación por asignación familiar.

²³También existe una asignación familiar específica para trabajadores estatales, inspirada en el esquema contributivo de los trabajadores del sector privado pero con mecanismos de financiamiento independientes. Los requisitos de acceso y el monto del beneficio son análogos a los del régimen general.

1.4 Reformas del sistema de protección en Uruguay y mercado de trabajo

escolar de los niños mayores de seis años.

Desde mediados de la década del noventa, el régimen de asignaciones familiares ha experimentado fuertes cambios. Como resultado, se ha transformado de un sistema que beneficiaba a los trabajadores que realizaban contribuciones a la seguridad social a un programa focalizado en los hogares conformados por trabajadores asalariados de bajos ingresos y adultos sin cobertura del SPS y con hijos a cargo.

A partir de 1995 (Ley 16.713/1995), el programa se apartó de la cobertura universal para trabajadores que realizaban contribuciones a la seguridad social y se focalizó en los hogares de menores ingresos. Se fijaron umbrales de ingresos para acceder al beneficio y este se condicionó a la comprobación de ingresos por parte del hogar. El carácter de la prestación fue modificado en 1999 y 2004 (Ley 17.139/1999 y Ley 17.758/2004), desvinculándolo gradualmente del requisito contributivo. En particular, en 2004 se extendió la asignación familiar a todos los hogares (no comprendidos en leyes anteriores) cuyos ingresos de cualquier fuente totalizaran menos de tres salarios mínimos nacionales.²⁴

Los cambios introducidos en 1999 y 2004 produjeron una significativa expansión de la cobertura del sistema entre los menores de 18 años, especialmente entre las familias de menores ingresos (AFAM-MR). Varios estudios muestran que el beneficio de asignación familiar destinado a hogares de bajos ingresos alcanzó a los hogares más necesitados, mientras que los programas contributivos (tanto públicos como privados) sirvieron a los segmentos medio-bajos y medios de la distribución del ingreso (Banco Mundial, 2007; de Melo y Vigorito, 2007). Sin embargo, a pesar de estas extensiones, el monto de recursos destinados a asignaciones familiares continuó siendo reducido en relación a otros programas de beneficios del SPS, debido al bajo nivel de la transferencia.

²⁴La asignación para estos hogares se fijó en 16 por ciento del salario mínimo nacional.

En el marco del programa Plan de Equidad lanzado en 2008 (Ley 18.227/2007), el sistema de asignaciones familiares fue reformulado con el objetivo de convertir al programa en el principal instrumento de transferencias de ingreso a los hogares con niños en situación de vulnerabilidad.²⁵ Uno de los objetivos centrales del nuevo sistema fue reducir sustancialmente las brechas en la cobertura del SPS en los sectores de bajos ingresos, como se detectó en evaluaciones anteriores (Banco Mundial, 2007). La reforma mantuvo el régimen contributivo (con límites de ingreso desde 1995) y amplió la población objetivo del pilar no contributivo a partir del programa AFAM-Plan de Equidad (AFAM-PE), cuyo objetivo era dar cobertura a los casi 500 mil menores de 18 años que se estimaba viviendo en hogares en condiciones de vulnerabilidad. Esta cifra representaba aproximadamente el 45 % de todos los niños en el país en 2009 (Arim et al., 2009).

El AFAM-PE remplazó a dos de los programas de transferencias de ingresos a hogares de bajos ingresos más importantes en Uruguay hasta ese momento, el AFAM-MR y el Ingreso Ciudadano. Este último era el componente monetario de un programa temporario (2005-2007), *Plan Nacional de Atención a la Emergencia Social* (PANES), cuyo objetivo fue abordar la problemática socioeconómica en Uruguay luego de la crisis de los años 2002-2003 (Arim et al., 2009).²⁶ La condición de vulnerabilidad socioeconómica para ser elegible al AFAM-PE se determina (condicional a una prueba de ingresos) a partir de un índice que combina un amplio conjunto de características del hogar (pre-intervención), similar a los *proxy means tests* utilizados por varios programas de transferencia de ingresos en ALC (Fiszbein y Schady,

²⁵El programa Plan de Equidad tiene cinco componentes principales: (i) una transferencia de ingreso a los hogares con niños a cargo (asignación familiar); (ii) un subsidio a personas entre 65 y 70 años que vivan en condiciones de pobreza; (iii) programas de subsidios y empleo para puestos de baja calificación; (iv) intervenciones educativas; y (v) transferencias de alimentos mediante el uso de una tarjeta magnética destinada al 10 por ciento de los hogares con niños a cargo (véase Arim, Cruces y Vigorito, 2009, para detalles de este programa).

²⁶La implementación del AFAM-PE implicó un proceso de transición de casi dos años en el cual este programa y el AFAM-MR convivieron.

2009). Técnicamente, el AFAM-PE es un programa de transferencias condicionada ya que los miembros del hogar deben de cumplir con requisitos de asistencia al sistema educativo y controles de salud, para que el hogar acceda y mantenga el beneficio. La transferencia promedio para estos hogares se incrementó significativamente en relación al importe en 2007 bajo los anteriores programas de transferencias. El monto de la transferencia varía según el nivel educativo al que asiste el menor de 18 años, siendo más importante el beneficio si asiste a enseñanza secundaria, con el objetivo de incentivar la finalización de este nivel educativo.

1.4.4.2. Cambios en el programa de asignaciones familiares e incentivos al empleo formal

La literatura teórica sugiere que un programa de transferencias social de ingresos sujeto a verificación de medios como lo es el sistema de asignaciones familiares, podría generar desincentivos en la oferta de trabajo, con una caída en la participación y/o en las horas trabajadas (véase, por ejemplo, Moffitt, 2002; Tabor, 2002). En mercados de trabajo donde el empleo informal es una parte importante de la fuerza de trabajo, como en Uruguay, también puede esperarse que parte del ajuste en el mercado de trabajo se realice a través cambios en la participación de empleos formales e informales (Levy, 2008; Bosch y Manacorda, 2012). En particular, algunos de los cambios introducidos en el sistema de asignaciones familiares en los últimos quince años probablemente han reducido los incentivos de los adultos en hogares beneficiarios del programa a tomar empleos formales.

La creación y posterior expansión del componente no contributivo del sistema de asignaciones familiares a inicios de la década de 2000, transformó este programa de transferencias de ingresos en un sistema dual: contributivo (AFAM-C) y no contributivo (AFAM-MR y luego AFAM-PE). La interacción de programas focalizados en

poblaciones similares, pero con diseños distintos supone una especie de “subsidio al empleo informal” (Levy, 2008). Mientras que bajo el sistema de asignaciones familiares todos los individuos que cumplan con los requisitos de elegibilidad para el programa (es decir, pertenecer a un hogar de bajos ingresos y tener hijos a cargo) reciben la transferencia, sólo un grupo de trabajadores (aquellos con empleos formales) “pagan” por los beneficios de este sistema implícitamente a través de contribuciones sociales. Los desincentivos al empleo formal que surgen de este esquema dual se acentúan, si se considera que la introducción del AFAM-PE generó diferencias importantes en las transferencias promedio a los hogares en relación al programa no contributivo.

Adicionalmente, la introducción de la prueba de verificación de ingresos actúa como un impuesto sobre los ingresos formales de los adultos eventualmente beneficiarios de las asignaciones familiares: explícito en el caso del AFAM-C e implícito en el caso de los programas no contributivos.²⁷ Esto quizás genera desincentivos adicionales a tener empleos que contribuyan a la seguridad social: algunos individuos pueden estar dispuestos a aceptar empleos informales a fin de ocultar sus ingresos laborales y otros a no salir de la informalidad laboral de tal manera de que el hogar cumpla con el requisito de ingresos para acceder o permanecer en el programa.

En síntesis, se esperaría que las reformas al sistema de asignaciones familiares de las últimas dos décadas hayan aumentado los desincentivos al trabajo y al empleo formal, de los programas no contributivos en Uruguay. La escasa evidencia disponible para la región (véase Fiszbein y Schady, 2009; Bosch y Manacorda, 2012) y Uruguay (Amarante et al. 2011) sugiere el efecto de estas reformas, principalmente la implementación del AFAM-PE, quizás operen a través de una caída (aumento) del empleo formal (informal) más que a través de cambios en la participación laboral.

²⁷En la práctica, la única forma que tiene el BPS de verificar los ingresos de hogares postulantes (primero) al AFAM-MR y (luego) al AFAM-PE es si sus miembros tienen un empleo formal.

Bibliografía

- [1] Alzúa, M. L., Cruces, G., Ripani, L., 2013. Welfare Programs and Labor Supply in Developing Countries. Experimental Evidence from Latin America. *Journal of Population Economics* 2(4), 1255-1284.
- [2] Amarante, V., Bucheli, M., 2006. El seguro de desempleo en Uruguay. Trabajo presentado en el seminario: Seguro de desempleo: un análisis actualizado. Ministerio de Trabajo y Seguridad Social y Banco Mundial, Montevideo, 12 October. Disponible en: *observatoriosocial.mides.gub.uy/mides/portalMides/portalMides/Documentos*.
- [3] Amarante, V., Manacorda, M., Vigorito, A., Zerpa, M., 2011. Social Assistance and Labor Market Outcomes: Evidence from the Uruguayan PANES, Nota Técnica No. IDB-TN-453.
- [4] Amarante, V., Arim R., Dean, A., 2013. Unemployment insurance design and its effects: evidence for Uruguay. *Revista Desarrollo y Sociedad* 71(Primer semestre), 7-42.
- [5] Arim, R., Cruces, G., Vigorito, A., 2009. Programas sociales y transferencias de ingresos en Uruguay: los beneficios no contributivos y las alternativas para su extensión. *Serie de Políticas Sociales* No. 146, Di-

- visión de Desarrollo Social-CEPAL, Santiago de Chile. Disponible en www.eclac.org/publicaciones/xml/5/35285/sps146-LCL3002.pdf
- [6] Banco Mundial, 2007. Las políticas de transferencia de ingresos en Uruguay: cerrando las brechas de cobertura para aumentar el bienestar. Buenos Aires, Banco Mundial, Oficina Regional para América Latina y el Caribe.
- [7] Barrientos, A., DeJong, J., 2006. Reducing Child Poverty with Cash transfers: A Sure Thing?. *Development Policy Review* 24(5), 537-52.
- [8] Barrientos, A., Santibañez, C., 2009. Social Policy for poverty reduction in lower income countries in Latin America: Lessons and Challenges, *Social Policy and Administration* 43(4), 409-424.
- [9] Bertranou, F., 2004. Protección social y mercado laboral. Organización Internacional del Trabajo, Ginebra.
- [10] Bosh, M., Manacorda, M., 2012. Social Policies and Labor Market Outcomes in Latin America and the Caribbean: A Review of the Existing Evidence. CEP Occasional paper 32.
- [11] Bucheli, M. Forteza, A., Rossi, I., 2008a. Work Histories and the Access to Contributory Pensions: The Case of Uruguay. *Journal of Pension Economics and Finance* 9(3), 369–91.
- [12] Bucheli, M. Forteza, A., Rossi, I., 2008b. Work History and the Access to Contributory Pensions in Uruguay: Some Facts and Policy Options, Discussion Paper 0829. Washington, DC: World Bank: Social Protection and Labor Unit.
- [13] Casanova, F., 2009. Uruguay: Reformas recientes al Seguro de desempleo, Notas sobre la Crisis, OIT. Disponible en: <http://www.oit.org.pe/2/wp-content/uploads/2009/08/07-Uruguay-esp.pdf>.

- [14] Cowell, F. A., 1985. Tax Evasion with Labour Income. *Journal of Public Economics* 26 (1), 19–34.
- [15] Cruces, G., Gasparini, L., 2008. Programas sociales en Argentina: alternativas para la ampliación de la cobertura, Documento de Trabajo CEDLAS No. 77. Argentina: Universidad Nacional de La Plata. Disponible en http://cedlas.econo.unlp.edu.ar/archivos_upload/doc_cedlas77.pdf
- [16] Currie, J., Madrian, B., 2000. Health, Health Insurance and the Labor Market. En: Orley Ashenfelter and David Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North Holland, Vol 3C, Cap 50: 3309-3407.
- [17] ECLAC (2006). La protección social de cara al futuro: Acceso, financiamiento y solidaridad. Santiago: ECLAC.
- [18] Ferreira-Coimbra, N., Forteza, A., 2004. Protección social en Uruguay: Financiamiento, cobertura y desempeño, 1990–2002. Ginebra: OIT, Oficina Santiago de Chile.
- [19] Ferreira-Coimbra, N., Forteza, A., 2005. Can Latin America Protect the Elderly with Non-Contributory Programmes? The Case of Uruguay, *Development Policy Review* 23(6): 683-702.
- [20] Fields, G.S., 1990. Labour market modelling and the urban informal sector: theory and evidence en D. Thurnham, B. Salome y A. Schwarz (Eds.), *The Informal Sector Revisited*. OECD, París.
- [21] Fields, G.S., 2005. A guide to multisector labor market models. Informe preparado para World Bank Labor Market. Disponible en http://www.ilr.cornell.edu/directory/gsf2/downloads/Multisector_mar05.pdf.

- [22] Fiszbein, A., Schady, N., 2009. Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty. Washington, DC: World Bank.
- [23] Forteza, A., Ourens, G., 2009. How Much Do Latin American Pension Programs Promise to Pay Back?. Discussion Paper 0927. Washington, DC: World Bank: Social Protection and Labor Unit.
- [24] Fortin, B., Morceau, N., Savard, L., 1997. Taxation, wage controls and the informal sector. *Journal of Public Economics* 66(2): 293-312.
- [25] Fugazza, M., Jacques, J-F, 2004. Labor market institutions, taxation and the underground economy. *Journal of Public Economics* 88(1-2): 395-418.
- [26] Galiani, S., Weinschelbaum, F., 2012. Modeling Informality Formally: Households and Firms. *Economic Inquiry* 50(3): 821-838.
- [27] Gasparini, L., Tornarolli, L., 2009. Labor Informality in Latin American and the Caribbean: Patterns and Trends from Household Surveys Microdata, *Revista Desarrollo y Sociedad*. Universidad de Los Andes-CEDE, Colombia.
- [28] Gunther, I., Launov, A., 2012. Informal Employment in developing countries. Opportunity of last resort? *Journal of Developing Economics* 97(2012): 88-98. doi:10.1016/j.jdeveco.2011.01.001
- [29] Harris, J., Todaro, M., 1970. Migration, Unemployment, and Development: A Two-Sector Analysis. *American Economic Review* 60(1): 126-42.
- [30] Heckman, J., Pagés, C., 2004. Law and Employment: Lessons from Latin America and the Caribbean. University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research.

- [31] Krueger, A. B., Kuziemko, I., 2011. The Demand For Health Insurance Among Uninsured Americans: Results Of A Survey Experiment And Implications For Policy, NBER Working Paper No 16978. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- [32] Levy, S., 2008. Good Intentions, Bad Outcomes: Social Policy, Informality and Economic Growth in Mexico. The Brookings Institute, Washington, D.C.
- [33] Maloney, W., 1999. Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from Sectoral Transitions in Mexico, World Bank Economic Review 13(2), 275–302.
- [34] Maloney, W., 2004. Informality Revisited, World Development 32(7), 1159–78.
- [35] Meyer, B., 1990 Unemployment Insurance and Unemployment Spells. Econometrica 58(4), 757-782.
- [36] Moffitt, R., 2002. Welfare Programs and Labor Supply, en A. Auerbach y M. Feldstein (eds) Handbook of Public Economics vol. 4 (capítulo 34). Elsevier, Amsterdam.
- [37] Mortensen, D. T., 1977. Unemployment Insurance and Job Search Decisions, Industrial and Labour Relations Review 30, 505- 517.
- [38] Pencavel, J. H., 1979. A note on income tax evasion, labor supply, and nonlinear tax schedules. Journal of Public Economics 12 (1), 115-124.
- [39] Pestieau, P., Posse, U.M., 1991. Tax evasion and occupational choice. Journal of Public Economics 45(1), 107–125.

- [40] Rawlings L., 2004. A New Approach to Social Assistance: Latin America's Experience with Conditional Cash Transfer Programmes, *International Social Security Review* 58(2-3), 133-161.
- [41] Royalty, A. B., 2008. Estimating workers' marginal valuation of employer health benefits: Would insured workers prefer more health insurance or higher wages. *Journal of Health Economics* 27(1), 89-105.
- [42] Slemrod, J., 2001. A general model of the behavioral response to taxation. *International Tax and Public Finance* 8, 119-128.
- [43] Summers, L., 1989. Some Simple Economics of Mandated Benefits, *American Economic Review* 79(2), 177-83.
- [44] Tabor S., 2002. Assisting the Poor with Cash: Design and Implementation of Social Transfer Programs, Social Protection Discussion Paper 223. Washington, D.C.: World Bank: Social Protection Unit.
- [45] Van Ours, J., Vodopivec, M. 2007 How Shortening the Potential Duration of Unemployment Benefits Affects the Duration of Unemployment: Evidence from a Natural Experiment. *Journal of Labor Economics* 24(2), 351-350.

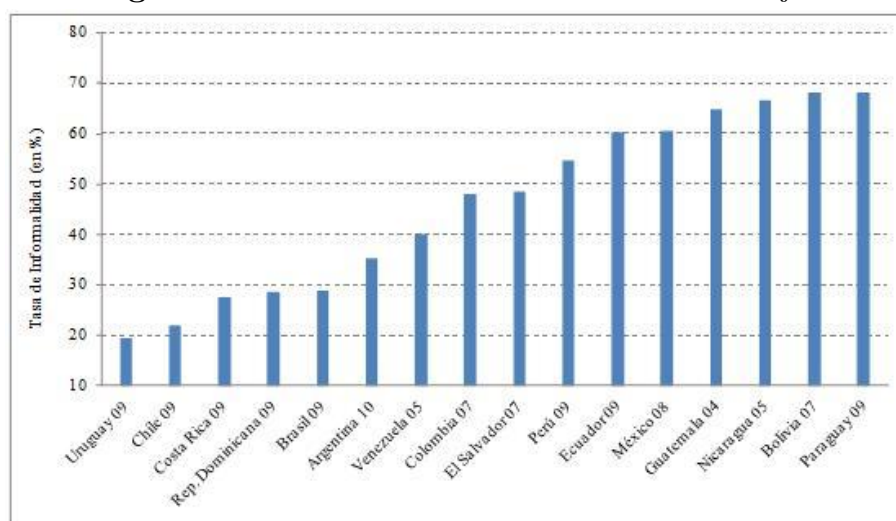
Tablas y Figuras

Tabla 1.1: Estructura de Protección Social en Uruguay y su vínculo con el mercado de trabajo.

Riesgo	Prestaciones	Vínculo con el mercado laboral	
		No contributivo	Contributivo
Vejez, incapacidad, supervivencia	Jubilaciones y pensiones	Pensión por vejez, pensión por invalidez	Jubilación común, jubilación por edad avanzada, jubilación por incapacidad, pensión de sobrevivencia, programas de vivienda
Enfermedad, accidentes, niñez	Atención médica y asistencia monetaria	Servicios de salud en centros de salud públicos	Seguro de salud (trabajador y su familia); seguro por enfermedad; subsidio por accidentes de trabajo, licencia por maternidad
Desempleo	Beneficios por desempleo	Programas de empleo, asistencia al desempleado	Subsidio por desempleo, programas de capacitación y reinserción laboral
Vulnerabilidad socioeconómica	Asistencia social monetaria y en especie	Programas de salud, educación, y becas, programas de vivienda, programas alimentarios, asignaciones familiares	Asignaciones familiares

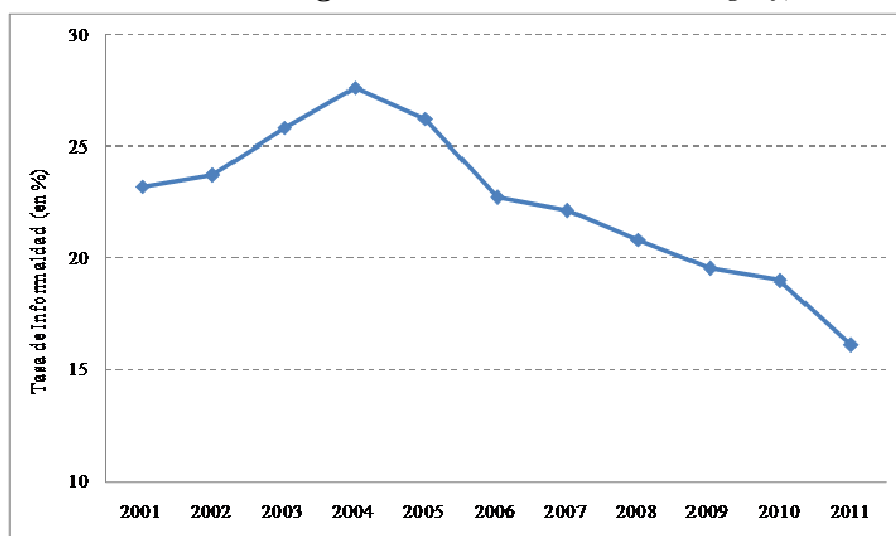
Nota: elaboración propia en base a Bertranou (2004).

Figura 1.1: Informalidad en América Latina. Trabajadores asalariados, c.2009



Nota: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial, 2011). Los trabajadores informales se definen como trabajadores asalariados que no tienen derecho a una pensión por retiro. La tasa de informalidad representa la proporción de adultos en empleos informales.

Figura 1.2: Informalidad en Uruguay, 2001–2009



Nota: elaboración propia en base a SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial, 2011). Los trabajadores informales se definen como trabajadores asalariados que no tienen derecho a una pensión por retiro. La tasa de informalidad representa la proporción de adultos en empleos informales.

2 Beneficios no contributivos: transferencias de ingreso, desincentivos al trabajo y al empleo registrado. Evidencia a partir de un enfoque de regresión discontinua

Resumen

En las últimas dos décadas gran parte de los países de América Latina y el Caribe han implementado programas sociales de transferencia de ingreso con el objetivo de combatir la pobreza y la falta de aseguramiento de la población vulnerable. La teoría económica sugiere que este tipo de programas quizás también generan desincentivos en la participación y empleo formal. Sin embargo, la evidencia disponible para la región es aún escasa y poco conclusiva. A partir de un experimento aleatorio local que surge de una fuerte discontinuidad en la regla de asignación al mayor programa de transferencias sociales de Uruguay - el Asignaciones Familiares-Plan de Equidad

(AFAM-PE); este estudio presenta de manera creíble y transparente identificación acerca de cómo los incentivos financieros afectan las decisiones de oferta laboral y empleo formal e informal de los adultos en hogares elegibles. Para el abordaje empírico se utiliza una fuente original de microdatos que vincula registros administrativos del programa y una encuesta de seguimiento a los hogares postulantes (elegibles y no elegibles) en un entorno de la discontinuidad. Los resultados encontrados sugieren que el AFAM-PE tiene efectos negativos, aunque estadísticamente no significativos sobre el empleo agregado (margen extensivo e intensivo). Se encuentra fuerte evidencia de que el AFAM-PE reduce la participación en empleos formales entre 18 % y 30 %, aunque los resultados no son conclusivos acerca de que el programa incrementa la participación en empleos informales. El efecto sobre el empleo formal parece ser consecuencia de una fuerte reducción en las entradas hacia empleos formales desde empleos informales, mientras que el programa no parece afectar significativamente la separación de empleos formales – hacia empleos informales. Tampoco se encuentra evidencia de que el programa afecte las transiciones hacia (desde) el no empleo, lo cual sugiere que el efecto ingreso de la transferencia no parece ser importante para explicar los cambios en el empleo. Finalmente, se encuentra evidencia de que el efecto negativo sobre el empleo formal es más importante sobre aquellos adultos en hogares con mayor tiempo de duración en el programa.

2.1. Introducción

El impacto de la estructura y generosidad de la asistencia social sobre el mercado de trabajo es uno de los temas centrales en economía pública y laboral. La implementación en las últimas dos décadas de varios programas sociales de transferencias en los países de América Latina y el Caribe (ALC), principalmente transferencias de ingreso condicionadas, ha renovado el interés de la academia por estudiar sus efectos sobre el mercado de trabajo.¹ Si bien las predicciones de la teoría económica son claras en cuanto a cómo los programas sociales de transferencias de ingreso sujetos a verificación de medios deberían afectar el comportamiento en el mercado de trabajo, a diferencia de lo que ocurre con la investigación para países desarrollados (véase Moffitt 2002, Ben-Shalom et al., 2011), la evidencia disponible para la región no es conclusiva (véase Bosch y Manacorda, 2012). La literatura ha explicado este aparente contraste en los resultados a partir de diferencias en el diseño de los programas (focalización, montos de las transferencias, y condicionalidades), y en la escasez de estudios para ALC que utilicen enfoques empíricos experimentales o cuasi-experimentales convincentes (Fiszbein, y Schady, 2009; Bosch y Manacorda, 2012).

Este estudio contribuye a la escasa pero creciente literatura que explora cómo los programas sociales de transferencia de ingresos afectan el comportamiento en el mercado de trabajo en países en desarrollo, a partir de evaluar el principal programa de asistencia social en Uruguay, el AFAM-PE, en base a un diseño de regresión discontinua (RD). El AFAM-PE, creado por ley en 2008, es un programa de transferencias sujeto a verificación de medios, focalizado en hogares vulnerables con niños,

¹Véase Rawlings y Rubio (2005), Bouillon y Tejerina (2006) y Fiszbein, y Schady (2009), entre otros, para una revisión acerca de los programas de transferencias de ingresos condicionadas en América Latina y el Caribe y sus impactos sobre el consumo familiar, años de escolarización, trabajo infantil, y diversos indicadores de salud.

y condicional a un conjunto de requerimientos (escolarización y controles de salud).

El modelo estándar de oferta laboral, predice que las transferencias sociales de ingreso tendrían efectos negativos sobre la oferta laboral de los individuos en hogares beneficiarios, como consecuencia de la combinación del efecto ingreso del beneficio y efecto sustitución de la prueba de ingresos. Adicionalmente, la prueba de verificación de ingresos (en general operativa sobre los ingresos registrados) actúa como un impuesto sobre los empleos formales, creando incentivos a la informalidad laboral. En general, la literatura empírica para ALC no ha encontrado efectos estadísticamente significativos de estos programas sobre la participación y horas trabajadas. Por otro lado, algunos estudios han encontrado evidencia de que la asistencia social reduce el empleo formal. Mientras que estos trabajos limita su atención a la oferta laboral (por ejemplo, Galasso y Ravallion, 2004; Skoufias y di Mario, 2008; Maurizio y Vázquez, 2012; Alzúa et al., 2013), o a la formalidad/informalidad laboral (por ejemplo, Gasparini et al., 2009; Ribas y Soares, 2011; Amarante et al., 2011a), virtualmente no hay estudios que analicen todos los márgenes de participación: empleo formal, empleo informal y no empleo. Considerar en el análisis los tres márgenes de manera conjunta es importante para inferir por ejemplo, si la caída en el empleo formal que predice la teoría económica en respuesta a la asistencia social, es consecuencia de un incremento en el empleo informal o en el no empleo. Conocer estos mecanismos no sólo es importante para entender los incentivos de los programas de transferencia sino por sus distintas implicancias de política.

La mayoría de la investigación en la región se ha enfocado en los desincentivos de los programas de transferencia desde una perspectiva estática, sin embargo, se ha puesto menos atención a los aspectos dinámicos de los desincentivos al trabajo y formalidad laboral. Algunos estudios han analizado cómo los programas de transferencias afectan las tasas de transiciones en el mercado de trabajo (Gasparini et al.,

2009; Gonzalez-Rozada y Pinto, 2011; Garganta y Gasparini, 2012), sin embargo, no proveen evidencia sobre el impacto en los niveles lo cual dificulta la interpretación de los resultados. Aún menos se sabe acerca de cómo la duración en la exposición a los programas sociales de transferencias en ALC afecta los resultados del mercado de trabajo. En particular, si como sugiere la teoría económica mayor duración en la asistencia social genera mayores desincentivos en la oferta laboral (Moffitt, 1992).

Un desafío adicional para la literatura que analiza el impacto de los programas de asistencia social en la región es que cómo lidiar con los problemas de endogeneidad cuando la asignación es no aleatoria (Ravallion, 2008). Varios estudios previos en la región se basan en estimadores de diferencias en diferencias, que es el enfoque cuasi-experimental más comúnmente utilizado en estudios para países desarrollados (véase la revisión en Moffitt, 2002, y Blundell y MaCurdy, 1999), o alguna combinación de esta estrategia con estimadores de *matching*. Estos trabajos comparan los resultados de individuos elegibles y no elegibles de similares características antes y después de la implementación del programa (Garganta y Gasparini, 2012; Ribas y Soares, 2011; Maurizio y Vázquez 2012, entre otros) o explotan la incorporación gradual de comunidades a los programas (por ejemplo, Attanasio y Gómez, 2004; Foguel y Paes de Barro, 2010). El principal problema con el que tienen que lidiar estos enfoques, es cómo aislar el efecto del programa de los cambios en el ambiente económico o de políticas contemporáneas.

El AFAM-PE es un caso interesante para comprender cómo los programas de transferencias sociales de ingresos afectan el comportamiento en el mercado de trabajo. A diferencia de la mayoría de los programas de transferencias en la región, el AFAM-PE no se focaliza únicamente en hogares extremadamente pobres, y tiene una amplia cobertura tanto en zonas urbanas como rurales. En 2011 el 43 % de los hogares con niños menores a 18 años en Uruguay recibía transferencias de este

programa (43 % en zonas urbanas y 39 % en zonas rurales, respectivamente). Adicionalmente, el hecho de que la prueba de ingresos sea efectivamente monitoreado por las autoridades (cada dos meses), y que el monto promedio de la transferencia sea aproximadamente 52 % del ingreso laboral de un adulto², hace presumir que el programa genera fuertes incentivos financieros sobre el comportamiento laboral.

Para explorar cómo el AFAM-PE afecta la participación laboral y el empleo formal e informal de los adultos, la estrategia de identificación en este estudio explota el hecho de que la asignación al AFAM-PE se basa en un índice de predicción de pobreza construido a partir de un gran número de características socioeconómicas pre-tratamiento del hogar. En particular, el hogar postulante es elegible al AFAM-PE si su índice de pobreza (condicional a la prueba de ingreso) supera un determinado umbral, lo que genera una asignación cuasi-aleatoria al programa. El efecto causal del AFAM-PE se pueden medir a partir de comparar los resultados del mercado de trabajo de los adultos en hogares por encima y debajo del umbral de elegibilidad en un entorno acotado.

El enfoque empírico se base en un diseño de regresión discontinua (RD) *sharp*, y en una fuente inusual y rica de micro-datos de hogares postulantes elegibles y no elegibles. Esta fuente vincula a través de un único identificador de individuo (cédula de identidad): registros administrativos del programa (2008-2012); formulario de postulación de los hogares al AFAM-PE (línea de base); y resultados de una encuesta de seguimiento entre 45 y 51 meses después de iniciado el programa. Esta fuente única de datos no sólo permite analizar el efecto del programa sobre todos los márgenes relevantes del mercado de trabajo, sino que su naturaleza longitudinal permite también explorar su impacto desde una perspectiva dinámica: transiciones en el mercado de trabajo y respuestas heterogéneas según el tiempo de exposición

²Estimaciones propias en base a la Encuesta Continua de Hogares 2011.

al programa.

Las estimaciones sugieren que el AFAM-PE tiene efectos negativos, aunque estadísticamente no significativos sobre el empleo agregado (margen extensivo e intensivo). Se encuentra fuerte evidencia de que el AFAM-PE reduce la participación en empleos formales entre 18 % y 30 %, aunque los resultados no son conclusivos acerca de que el programa incrementa la participación en empleos informales. Este resultado parece ser consecuencia de una fuerte reducción en las entradas hacia empleos formales desde empleos informales. Por otro lado, no se encuentran resultados significativos de que el programa afecta la separación de empleos formales – hacia empleos informales. Tampoco se encuentra evidencia de que el programa afecte las transiciones hacia (desde) el no empleo, lo cual sugiere que el efecto ingreso de la transferencia no parece ser importante para explicar los cambios en el empleo. Al explorar si el tiempo de exposición al AFAM-PE afecta de manera distinta los resultados del mercado de trabajo, se encuentra evidencia significativa de que el efecto negativo sobre el empleo formal es más importante sobre aquellos adultos en hogares con mayor tiempo de duración en el programa – 2 a 4 y $\frac{1}{4}$ años. En general, los efectos estimados del programa son robustos a una variedad de especificaciones y pruebas que exploran la validez del supuesto de identificación del RD. Los principales resultados son insensibles a la inclusión de variables de control y diferentes formas funcionales en la especificación. Adicionalmente, no se encuentra evidencia de discontinuidad en las características y los resultados del mercado de trabajo pre-tratamiento, ni de que los agentes hayan manipulado la regla de asignación, al menos de una manera discontinua. Bajo estas condiciones, las estimaciones a partir del enfoque RD ofrecen una alternativa creíble a las que surgen de un experimento aleatorio, ya que la asignación al programa es “tan buena como aleatoria” alrededor del umbral (Lee, 2008; Lee y Lemieux, 2010).

Este estudio realiza una serie de contribuciones a la literatura. En primer lugar, presenta un análisis más comprensivo que estudios previos para la región, acerca de cómo los programas de transferencias de ingresos afectan el comportamiento en el mercado de trabajo, a partir de: i) considerar las respuestas al AFAM-PE en todos los márgenes del mercado de trabajo, y ii) explorar los potenciales incentivos “dinámicos” del programa sobre la oferta laboral. El resultado de que el AFAM-PE no genera efectos significativos sobre el empleo global en los adultos va en línea con la evidencia cuasi-experimental existente y es consistente con la hipótesis de que la elasticidad ingreso-ocio entre los pobres es cercana a cero. A diferencia de otros estudios para la región que han encontrado efectos negativos pero moderados sobre el empleo formal (Gasparini et al., 2009; Rozada y Pinto, 2011; Garganta y Gasparini, 2012); la evidencia para el AFAM-PE sugiere fuertes desincentivos de participar en el programa sobre este margen del mercado de trabajo. Una posible explicación es que a diferencia de lo que ocurre en la mayoría de los programas de transferencia sociales en ALC, la institución que administra el AFAM-PE controla estrictamente el requerimiento de ingreso para ser elegible y permanecer (cada dos meses) en el programa. Este resultado es consistente con la evidencia que surge del trabajo de Amarante et al. (2011a), quienes analizan el efecto del Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES) - un programa temporario en Uruguay (2005-2007); sobre el empleo formal a través de un enfoque de RD. Al utilizar datos administrativos de la seguridad social para identificar el empleo formal, el estudio de Amarante et al. (2011a) está mejor posicionado para lidiar con los problemas de falta de precisión en las estimaciones y de errores de medida. Sin embargo, el hecho de no poder separar en las estimaciones el estatus de no empleo del empleo informal (ambos se encuentran en la categoría residual), como sí lo hace este trabajo, no permite identificar el origen de la caída del empleo formal.

Segundo, si bien estos resultados son importantes para economías en desarrollo o de ingresos medios, como Uruguay, también lo son para economías en transición y países desarrollados. En la década de 1990 el tamaño estimado del sector informal en relación al Producto Interno Bruto (PIB) en economías en transición era entre 30 %-40 % y de 15 %-30 % para países de la OECD de Europa continental (Schneider y Enste, 2000) y se ha incrementado en la mayoría de los países desarrollados en la década del 2000 (Schneider y Enste, 2005). En este contexto, los resultados de este estudio son importantes para países de Europa continental, cuyos sistemas de bienestar se basan en los tradicionales programas de asistencia social sujetos a verificación de medios, como el AFAM-PE.

Tercero, los resultados de este estudio proporcionan importantes elementos a considerar en el debate de política acerca de la expansión de los programas de transferencias de ingresos condicionadas a otras regiones. El bajo costo, la efectividad en términos de mejoras en la escolarización y cuidados de salud, junto a la falta de evidencia de desincentivos al trabajo ha motivado que recientemente algunos países desarrollados incorporen en sus sistemas de bienestar programas del tipo transferencias de ingreso condicionadas (por ejemplo, *Opportunity NYC* en Estados Unidos).

Cuarto, este estudio se suma a la escasa pero creciente literatura empírica sobre programas de transferencias de ingreso que estudian discontinuidades específicas de política, tanto en países desarrollados (Lemieux y Milligan, 2008; Bargain y Doorley, 2011) como en desarrollo (Amarante et al., 2011a, Amarante et al., 2011b, Meng, 2013). Esta estrategia de identificación provee de un corte “más limpio” en la asignación de la que surge de enfoques cuasi-experimentales basados en cambios de política en el tiempo, los cuales deben controlar por cambios simultáneos en el ambiente económico (Hahn et al., 2001; Lee y Lemieux, 2010).

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. La próxima sección

presenta los principales resultados encontrados por la literatura que analiza la asistencia social y su impacto sobre el mercado de trabajo. La Sección 2.3 describe los principales componentes del AFAM-PE y la regla de asignación al programa, así como sus potenciales efectos sobre el mercado de trabajo. La Sección 2.4 describe los datos utilizados y la Sección 2.5 la estrategia de identificación. Finalmente, las secciones 1.6 y 1.7 presentan los resultados y conclusiones, respectivamente.

2.2. Literatura previa

Existe una vasta literatura que analiza el efecto de los programas sociales de transferencias ingreso (PSTI) sobre el comportamiento en el mercado de trabajo. La mayor parte de la evidencia empírica surge de estudios para países desarrollados, principalmente Estados Unidos de América (EUA) y Gran Bretaña, y encuentran efectos significativos sobre la oferta laboral (véase las revisiones de Moffitt, 1992; Hoynes, 1997; Blundell y MaCurdy, 1999, Moffitt, 2002). Para los países en desarrollo, en particular en ALC, los estudios empíricos son aún escasos y se concentran principalmente en las respuestas sobre la oferta laboral. A diferencia de la evidencia para países desarrollados los resultados no son conclusivos (véase la revisión de Fiszbein, y Schady, 2009, y Manacorda y Bosch, 2012). La escasa evidencia disponible sugiere que la participación en empleos formales e informales responde, aunque de manera modesta, a los PTSI.

2.2.1. Efectos sobre la oferta laboral y horas trabajadas

Hasta la mitad de la década de 1990 la investigación en EUA se focalizó en el Aid to Families with Dependent Children (AFDC), un programa de transferencias de ingreso dirigido principalmente a madres solteras en hogares de bajos ingresos. Estos

estudios han encontrado evidencia, en general a partir de estimaciones estructurales o cuasi-estructurales, de que el AFDC tuvo efectos negativos sobre la oferta laboral (véanse las revisiones de Hoynes, 1997; Moffit, 1992; 2002). El rango de estimaciones reportadas varían desde una caída de 10 % a 50 % en las horas semanales trabajadas en relación a la oferta laboral de hogares no-beneficiarios similares (Moffit, 1992).

A partir de mediados de la década de 1990 una parte importante de la investigación sobre oferta laboral y sistemas de impuestos-beneficios en países desarrollados ha estado focalizada en analizar políticas cuyo objetivo ha sido mejorar los incentivos hacia el trabajo de los programas tradicionales de bienestar. Basta parte de la evidencia ha sido provista a partir de enfoques cuasi-experimentales que explotan la variabilidad en la naturaleza de los programas para definir grupos poblacionales no elegibles que sirven como control – por ejemplo, adultos sin hijos. Los estudios sobre el Temporary Assistance to Needy Families (TANF) en EUA, el cual ha remplazado el AFDC, encuentran evidencia de efectos positivos sobre la oferta laboral (véase Moffit, 2003; Schoeni y Blank, 2000; Blank, 2006). También se ha encontrado evidencia de que la expansión del Earned Income Tax Credit (EITC), ha tenido un efecto positivo y significativo sobre el empleo, principalmente en las madres solteras (Eissa y Liebman, 1996).³ Similares resultados sobre el margen extensivo de la oferta laboral han sido encontrados para el caso del Working Families' Tax Credit (WFTC) – programa análogo al EITC en Gran Bretaña (Francesconi y van der Klauuw, 2007). La evidencia de respuestas a estos programas a lo largo del margen intensivo (horas condicional a estar empleado) es limitada y poco conclusiva (Eissa y Liebman, 1996; Hotz y Scholz, 2003; Gregg et al., 2009).⁴ Una excepción es el estudio de Chetty,

³El TANF impuso requerimientos de trabajo, así como condiciones de elegibilidad y plazos de permanencia en el programa más estricto. El EITC es un esquema de impuesto negativo que genera un subsidio a los ingresos laborales de los hogares de bajos recursos.

⁴Los estudios que se han enfocado en las respuestas de la oferta de trabajo sobre los individuos en pareja, también han encontrado evidencia de desincentivos al trabajo de los programas de transferencias de ingreso, en particular sobre el trabajador secundario en el hogar (Hoynes,

Friedman y Saez (2012), quienes explotan la diferencia de conocimiento del código tributario entre barrios contiguos como estrategia de identificación y encuentran respuestas significativas al EITC sobre el margen intensivo.

La evidencia más convincente acerca del efecto de los PSTI en ALC sobre la oferta laboral de los adultos, surge de estudios que explotan el carácter aleatorio en la asignación al programa entre comunidades como estrategia de identificación. Estos estudios incluyen a Parker y Skoufias (2000), Maluccio, (2007), Skoufias y di Maro (2008), Edmonds y Schady (2011) y Alzúa et al. (2013). Parker y Skoufias (2000), Skoufias y di Mario (2008), Alzúa et al. (2013), evalúan el impacto del Progreso/Oportunidades en México y no encuentran evidencia de efectos significativos sobre la participación laboral de los adultos en el hogar. En la misma línea, la evaluación sobre el programa Bono de Desarrollo Humano (BDH) en Ecuador tampoco han encontrado efectos sobre la oferta laboral de los adultos (Edmonds y Schady, 2011). Hasta el momento, únicamente se ha encontrado evidencia consistentemente estimada de desincentivos sobre la oferta laboral para el caso del programa Red de Protección Social (RPS) en Nicaragua. Los estudios que han examinado el impacto de del RPS, reportan un pequeño efecto negativo, aunque significativo, sobre el total de horas trabajadas en los hombres adultos (Maluccio, 2007; Alzúa et al., 2013).⁵

Otros estudios se han basado en enfoques no experimentales para identificar el efecto de estos programas sobre la oferta laboral. Por ejemplo, Attanasio y Gómez (2004) para el Familias en Acción en Colombia, y Foguel y Paes de Barros (2010) para el Bolsa Familia en Brasil, se basan en estimaciones de diferencias en diferencia; mientras que Galasso y Ravallion (2004) para el Plan Jefes y Jefas de Hogar desocupado (PJJHD) y Maurizio y Vázquez (2012) sobre el Asignaciones Universal

1996; Eissa y Hoynes, 2004).

⁵En el caso del Programa de Asignación Familiar en Honduras, también se ha encontrado un efecto negativo, pero pequeño y no significativo sobre el empleo en los adultos (Alzúa et al., 2013).

por Hijo (AUH) en Argentina, utilizan una combinación de estimadores de diferencias en diferencias y técnicas de matching. Por otro lado, a partir de un enfoque de RD Amarante et al. (2011b) analizan los efectos del Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES) en Uruguay. La evidencia encontrada a partir de estos enfoques no experimentales es mixta: positiva y significativa para el caso del Familias en Acción, negativa para el PJJHD, y sin efectos significativos para el caso del Bolsa Familia, AUH y PANES.

2.2.2. Efectos sobre la formalidad e informalidad laboral

La literatura empírica previa acerca de si los PTSI afectan la formalidad laboral en países desarrollados es muy escasa.⁶ La evidencia surge casi exclusivamente del estudio de Potter Gunter (2012) quien explota la variación del beneficio por estado en EU para identificar el efecto del EITC en el trabajo formal e informal de los individuos de bajos ingresos. La autora encuentra evidencia de que niveles de beneficios crediticios más altos en algunos estados inducen una caída en la participación informal (7 %, si el EITC incrementa 10 %) y una reducción de 2.2 horas semanales en este tipo de empleos.

Los estudios previos sobre efectos en la informalidad laboral de los adultos para ALC surgen de evidencia no experimental e incluyen a Gasparini et al. (2009), Gonzalez-Rozada y Pinto (2011), Azuara y Marinescu (2010), Ribas y Soares (2011), Amarante et al. (2011a) y Garganta y Gasparini (2012).

Gasparini et al. (2009), a partir de datos del panel rotativo de la encuesta de ho-

⁶En general, los estudios vinculados a la economía informal en estos países, han analizado el efecto de los impuestos sobre la declaración de ingresos más que sobre el empleo informal (véase Slemrod y Weber, 2012). Aquellos que exploran los efectos en el mercado de trabajo, se han concentrado en la relación entre impuestos y oferta laboral en el sector informal. Por ejemplo, Lacroix y Fortin (1992) y Lemieux et al. (1994) utilizan datos de encuestas a trabajadores en Quebec, y a partir de estimaciones estructurales no encuentran evidencia conclusiva acerca de cómo los impuestos afectan el empleo formal e informal.

gares de Argentina y estimaciones por métodos de *matching* reportan que el PJJHD tuvo un efecto negativo en las transiciones desde el desempleo al empleo formal. Garganta y Gasparini (2012) utilizan la misma fuente de información, y a partir de estimaciones de diferencias en diferencias encuentra evidencia consistente con el hecho de que el programa AUH en Argentina afectó negativamente las transiciones hacia la formalidad laboral. Gonzalez-Rozada y Pinto (2011) analizan también las tasas de transiciones, y reportan estimaciones que sugieren que el BDH en Ecuador afecta de manera negativa las transiciones desde el desempleo e incrementa las tasas de separación de empleos formales. Ribas y Soares (2011), utilizan una técnica de *generalized propensity score* y estimadores de diferencias en diferencias sobre datos de corte transversal de la encuesta de hogares en Brasil para estimar el impacto del programa Bolsa Familia, y encuentran un efecto negativo sobre el empleo formal en las áreas urbanas. Por otro lado, Azuara y Marinescu (2010) también a partir de un enfoque de diferencias en diferencias no encuentran un impacto significativo del programa Oportunidades/Progresá sobre el empleo informal.

Finalmente para el caso de Uruguay, Amarante et al. (2011a) a partir de datos de historias laborales y un enfoque de RD, encuentran evidencia modesta de que el PANES generó desincentivos sobre el empleo formal, en particular en los hombres.

2.2.3. Enfoques de regresión discontinua y programas de transferencias sociales de ingreso

Recientemente, han surgido un conjunto de estudios empíricos que examinan los efectos de los PTSI sobre el comportamiento en el mercado de trabajo a través de estrategias de identificación de RD. Este enfoque permite abordar de mejor manera los problemas de identificación que surgen de las estrategias no experimentales comúnmente utilizadas en esta literatura, como los estimadores de diferencias en

diferencias (véase Lee y Lemieux, 2012).

Lemieux y Milligan (2008) y Bargain y Doorley (2011) utilizan políticas que se basan en la edad como fuentes de discontinuidad en la probabilidad de acceso a beneficios del sistema de bienestar. Lemieux y Milligan (2008) explotan el diferencial en la tasa de beneficio que se genera a la edad 30 años en el sistema de pagos de la asistencia social a individuos adultos sin hijos en Quebec, para estimar el efecto de este programa sobre un conjunto de resultados del mercado de trabajo. Los autores encuentran evidencia de que mayores beneficios de la asistencia social reducen el empleo en el umbral de edad de elegibilidad. Bargain y Doorley (2011) utilizan el hecho de que los adultos menores a 25 años sin hijos no son elegibles para el programa de ingreso mínimo en Francia (*Revenu Minimum d'Insertion*, RMI) para evaluar las respuestas a este programa en el mercado de trabajo. Los autores encuentran que el RMI reduce la participación laboral de los hombres solteros entre 7-10 % a la edad de 25 años.

Los estudios para ALC que utilizan enfoques de RD, explotan la discontinuidad en la probabilidad de ser elegible a los PTSI que genera la regla de asignación – índice de pobreza. Estos incluyen los estudios ya mencionados de Amarante et al. (2011a), Amarante et al. (2011b), y Gonzalez-Rozada y Pinto (2011). A diferencia de los primeros dos estudios, la principal limitación del trabajo de Gonzalez-Rozada y Pinto es que no cuentan con el índice de pobreza ni con las variables utilizadas para construirlo, por lo tanto tienen que estimarlo a partir de características observables durante el período de tratamiento, lo cual podría estar sesgando sus estimaciones.

2.3. El programa Asignaciones Familiares-Plan de Equidad

El principal beneficio en Uruguay dirigido a las familias con hijos es el sistema de Asignaciones Familiares, que hasta 2007 presentaba dos componentes. El primero, es un programa de transferencias de ingreso creado por Ley en 1943, dirigido a trabajadores formales del sector privado con niños entre 0 y 17 años a cargo (AFAM-C). El segundo, es un componente no contributivo (AFAM-MR), que se conformó luego de una serie de expansiones del sistema de Asignaciones Familiares y que implicaba una transferencia de ingresos a hogares de bajos ingresos con niños, independientemente del estatus laboral de sus padres.⁷

En 2007 con la finalización del programa temporario *Plan de Atención a la Emergencia Social* (PANES) – y su componente de transferencias de ingresos “Ingreso Ciudadano”, el gobierno diseñó una estrategia que denominó “Plan de Equidad” para abordar el fenómeno de la pobreza y desigualdad, que a diferencia del PANES, se implementaría a partir de un conjunto de políticas permanentes. El diseño del Plan de Equidad preveía que la política social de transferencia de ingresos se respaldara en el antiguo sistema de Asignaciones Familiares. En diciembre de 2007, se aprueba por ley (No 18.227) una reforma de este sistema y se crea el programa AFAM-PE. Este programa reemplaza al Ingreso Ciudadano y al AFAM-MR, y se convierte en la principal política de asistencia social en Uruguay.⁸ El AFAM-PE está focalizado en hogares en condición de vulnerabilidad socioeconómica con mujeres embarazadas y niños menores a 18 años a cargo y la transferencia es condicional a un conjunto de

⁷El Capítulo 1 discute en más detalle el proceso de expansión del sistema de Asignaciones Familiares

⁸Véase Manacorda et al. (2011) para mayor detalle acerca de los objetivos, componentes e implementación del PANES. Para un análisis de la evolución del sistema de asignaciones familiares en Uruguay véase Arim et al. (2009).

requerimientos (escolarización y controles de salud).

2.3.1. Implementación y cobertura

La ley que creó el AFAM-PE estableció dos elementos importantes a ser considerados en su implementación. En primer lugar, se estipuló un período de transición entre el AFAM-PE y aquellos programas que serían sustituidos (PANES y AFAM-MR). Entre enero y abril de 2008, aquellos hogares que estaban inscriptos en el PANES (beneficiarios y solicitantes no aceptados) pasaban directamente al AFAM-PE, si superaban la prueba de verificación de medios. Entre febrero y junio de 2008, se abrieron las inscripciones para: i) los beneficiarios de AFAM-MR que no se habían postulado originalmente al PANES; ii) beneficiarios del (antiguo) componente contributivo de asignaciones familiares (AFAM-C); iii) postulantes PANES que no fueron elegibles al AFAM-PE. Los hogares pertenecientes a los primeros dos grupos poblacionales (AFAM-MR no PANES, y AFAM-C) tenían claros incentivos financieros a pasarse al programa AFAM-PE, ya que en general la diferencia en el monto del beneficio era considerable. Aquellos hogares que no pertenecían a la población objetivo del AFAM-PE, y que participaban del AFAM-MR, dejarían de recibir esta transferencia en junio de 2008. Para el resto de los hogares que no habían participado de ninguno de estos programas, las inscripciones para postular al AFAM-PE se abrieron en junio de 2008.⁹ En segundo lugar, se fijaron metas de cobertura: i) en 2008 el AFAM-PE debía cubrir a los niños que pertenecían a hogares en el primer quintil de ingresos (estimados en 300 mil); ii) a fines del 2009 la totalidad de los

⁹La transición también establecía que los hogares que recibían AFAM-MR que no superaran la verificación de medios (esto es, no pertenecían al primer quintil de ingresos), pero que pertenecían a la población objetivo del AFAM-PE en la segunda etapa (todos los hogares con niños en condiciones de pobreza), seguirían recibiendo la transferencia correspondiente a AFAM-MR hasta ser incorporados al programa en enero de 2009. Por otro lado, aquellos hogares que participaban del programa AFAM-C (seguían cumpliendo con los requisitos de nivel de ingresos), pero que no cumplían con los requisitos de elegibilidad para el AFAM-PE o no se postularon al mismo, siguieron recibiendo los beneficios de aquél programa.

niños en condiciones de pobreza debían recibir el beneficio del programa (estimados en 500 mil), esto es casi 45 % de todos los menores de 18 años en Uruguay.

A principios de 2008 el AFAM-PE realizaba transferencias a hogares vulnerables por 275 mil niños, mientras que alcanzaba a casi 415 mil en 2011 los que representaban aproximadamente 43 % de los niños menores de 18 años en Uruguay (BPS, 2012). Esto implica que en 2011 aproximadamente el 33.7 % de familias con hijos entre 0 y 17 años recibían transferencias de este programa (aproximadamente 38.2 % de personas). El presupuesto del gobierno para el programa en 2011 fue de UYU 3,918 millones de pesos (USD 203.3 millones), poco más de 0.4 % del PIB.¹⁰ En términos de cobertura y presupuesto el AFAM-PE se encuentra dentro de los programas más importantes de ALC. Por ejemplo, el Bolsa Familias llega a casi el 24 % de la población de Brasil (presupuesto de 0.4 % del PIB en 2006), Progresar/Oportunidades al 20 % (presupuesto de 0.4 % del PIB en 2006), *PRAF* en Honduras al 15 % (0.2 % del PIB en 2001); *Chile Solidario* al 6 % (0.1 % del PIB en 2001); Familias en Acción en Colombia al 5 % (0.1 % del PIB en 2005); y Red de Protección Social en Nicaragua al 3 % (0.2 % del PIB en 2005) (Bastagli, 2009).

2.3.2. Inscripción, elegibilidad y duración del beneficio

Para inscribirse al AFAM-PE los hogares tienen que completar un formulario de postulación (“encuesta de línea de base” en nuestro estudio), proporcionando así información socioeconómica que incluye: características demográficas, educación y escolarización, participación en el mercado de trabajo, condición y propiedad de la vivienda, bienes durables, ingresos, e información subjetiva.

Para calificar al programa los hogares postulantes al AFAM-PE deben superar

¹⁰De acuerdo a registros administrativos del Ministerio de Desarrollo Social el componente de transferencias del AFAM-PE alcanzó en 2011 a UYU 3,534 mil millones. Según estimaciones preliminares el costo administrativo del programa ascendió en dicho año a UYU 383 (véase Capítulo 4).

2.3 El programa Asignaciones Familiares-Plan de Equidad

una prueba de verificación de medios que consta de dos etapas.¹¹ En la primera, se verifica que el nivel de ingreso per-cápita del hogar postulante no supera un determinado umbral, el cual ascendía en 2011 a UYU 4,287 (casi USD 222.4). El ingreso del hogar es computado como el máximo entre los ingresos auto-declarados (en el formulario de postulación) y los ingresos reportados en los registros de historias laborales (trabajadores formales) y otros beneficios de la Seguridad Social. Los hogares fueron informados que dejarían de participar del programa, si eventualmente eran elegibles y sus ingresos reportados ante la Administración de Seguridad Social (ASS) excedían posteriormente el umbral de ingresos, . Luego de superada la prueba de ingresos, la asignación al AFAM-PE se determina a partir de un índice de predicción de pobreza (denominado “Índice de Carencias Críticas”, en adelante ICC) que ordena a los hogares en función de las características socioeconómicas que surgen del formulario de postulación.¹² La elaboración del ICC estuvo a cargo de investigadores de la Universidad de la República (véase, Amarante et al., 2011c).¹³ Finalmente, sólo aquellos hogares con un valor del índice de pobreza por encima de un umbral predeterminado califican para recibir la transferencia de ingresos del AFAM-PE, si tienen al menos una mujer embarazada o niños menores de 18 años a cargo.¹⁴ Entre 2008 y 2010 los umbrales de elegibilidad han variado tres veces en función de las metas de cobertura previstas por el programa (sección Subsección 2.3.1).

¹¹Para el PANES se utilizó una regla de asignación similar al AFAM-PE (véase, Manacorda, et al., 2011).

¹²Frente a los problemas de sub-declaración y a las dificultades para verificar el ingreso, las características del hogar permiten predecir de manera razonable el ingreso de los hogares, y por lo tanto su elegibilidad para las diferentes intervenciones sociales (Grosh y Baker, 1995). Véase Grosh y Baker (1995) para una discusión más general acerca de los resultados de distintos algoritmos sugeridos por la literatura para la focalización de programas de alivio a la pobreza, y Coady et al. (2004) para una revisión de las experiencias en países en desarrollo.

¹³La estimación del ICC se basa en un modelo probit de la probabilidad de estar por debajo de un umbral crítico de ingresos per-cápita, para la que se utilizó una función “muy” saturada de las variables del hogar que surgían del cuestionario de línea de base.

¹⁴Se utilizan dos umbrales distintos, uno para Montevideo (capital de Uruguay) y otro para el resto de los departamentos de Uruguay.

El cálculo del ICC, luego de el ordenamiento de los hogares y monitoreo de que éstos cumplan con los requerimientos del programa, está a cargo de la ASS (Banco de Previsión Social, en Uruguay) junto a la asistencia del Ministerio de Desarrollo Social (MIDES). Para evitar cualquier tipo de manipulación del ICC los hogares no han sido informados de la utilización de este índice para determinar la elegibilidad a los programas, ni las variables específicas que entraron en la estimación del modelo o sus ponderaciones, así como tampoco los umbrales específicos de elegibilidad.¹⁵ La sección Sección 2.5 discute más a fondo las posibilidades de manipulación de la regla de asignación al programa y sus consecuencias sobre la estrategia de identificación utilizada en el estudio.

Los hogares pierden el beneficio otorgado si dejan de cumplir con los requerimientos del programa o no superan la prueba de medios. Para el período que cubre los datos de este estudio (enero 2008- febrero 2013), no hay evidencia disponible de que un hogar que participa del AFAM-PE haya perdido el beneficio por no cumplir con las condicionalidades. Sin embargo, si se verifica de manera periódica (cada dos meses) que la suma de fuentes de ingresos formales del hogar no supere el umbral de ingreso para participar del programa. En síntesis, una vez que los hogares califican al AFAM-PE reciben el beneficio hasta que el niño a cargo cumple los 18 años, condicional al cumplimiento de los requerimientos del programa. Por lo tanto, un hogar podría recibir la transferencia de ingreso por alguno de sus hijos hasta por 18 años.

¹⁵Adicionalmente, los funcionarios del MIDES realizan re-visitas a los hogares de tal manera de verificar la veracidad de la información proporcionada en el formulario de postulación. No hay datos oficiales acerca del % de re-visitas de hogares elegibles.

2.3.3. Estructura del beneficio

La transferencia de ingreso al hogar es mensual, varía de acuerdo al número de niños, y se incrementa cuando el menor asiste a educación secundaria.¹⁶ Para mitigar los potenciales efectos no deseados sobre la fecundidad, el monto se ajusta en base una escala de equivalencia. El beneficio total por hogar puede ser calculado como:

$$AFAM - PE_h = \beta \times (menor18)^{0,6} + \delta \times (menor18sec)^{0,6} \quad (2.1)$$

Donde *menor18* es el número de niños menores a 18 años del hogar que cumplen con las condiciones de elegibilidad, *menor18sec* el número de niños que asisten a secundaria, β y δ son los montos por nivel educativo.¹⁷ En 2011, un hogar recibía UYU 866 mensuales por niño de 0 a 5 años de edad y niños en edad escolar que cursaban enseñanza primaria (USD 45), y UYU 365 mensuales adicionales (USD 19) por adolescentes inscriptos en la enseñanza media, siendo aproximadamente un total de UYU 1,350 (USD 63). Aunque la designación del titular del cobro queda en manos del hogar, los pagos del AFAM-PE se realizan con preferencia a la mujer a cargo del menor, debido a que los estudios sugieren que la mujer tiende a utilizar los ingresos adicionales del hogar en mayor medida que los hombres para mejorar el bien-estar de su familia. De acuerdo a los datos utilizados en este capítulo (descriptos más adelante) aproximadamente el 90 % de los titulares del cobro en el hogar son mujeres.

¹⁶La transferencia incluye un monto destinado a niños discapacitados independientemente si concurren o no a un centro educativo.

¹⁷Estos montos se ajustan periódicamente según la evolución del Índice de Precios al Consumo (IPC).

2.3.4. Asignación al programa: discontinuidad en base al índice de pobreza

Como se describió previamente, la elegibilidad al AFAM-PE se determina en función de un índice de predicción de pobreza en base a un conjunto de características pre-tratamiento, y sólo aquellos hogares cuyos índices superan un umbral predeterminado son elegibles al programa. Esta regla de elegibilidad genera una discontinuidad en la probabilidad de participar en el programa en el entorno del umbral. La Figura 2.1 reporta la proporción de los hogares postulantes que se beneficiaron del programa en cualquier punto del tiempo desde su implementación en 2008 como una función del índice de predicción de pobreza. Los datos corresponden a los hogares postulantes que son parte del universo de análisis y surgen de los registros administrativos del programa (descriptos más adelante).¹⁸ El ICC está normalizado en el umbral de elegibilidad y discretizado en intervalos.¹⁹ Por lo tanto, esta figura (y las restantes) están centradas en cero, tal que el ICC estandarizado se incrementa moviéndose de izquierda a derecha sobre el eje horizontal. Cada punto (círculos negros) representa el porcentaje de hogares postulantes que participaron del AFAM-PE dentro de cada intervalo del índice de pobreza estandarizado. Adicionalmente, se ajusta a los datos un polinomio de segundo grado a cada lado de la discontinuidad. La figura presenta evidencia de que hay una clara discontinuidad en la probabilidad de ser tratado alrededor del punto de corte. Visualmente, la probabilidad de participar del AFAM-PE es aproximadamente 98 % mayor para aquellos hogares con un ICC mayor al umbral. Este punto justifica el enfoque RD que es utilizado en este trabajo.

¹⁸Los datos son para el período enero 2008-setiembre 2010 y corresponden a los hogares postulantes que forman parte del marco muestral para la encuesta de evaluación de impacto (véase sección Sección 2.4).

¹⁹El umbral de elegibilidad corresponde al año 2010.

2.3.5. Potenciales efectos sobre el mercado de trabajo

El AFAM-PE al igual que la mayoría de los PSTI en la región, tienen la estructura básica de un programa tradicional de transferencias sociales de ingreso sujeto a verificación de medios.²⁰ El beneficio del AFAM-PE altera el *trade-off* entre ocio y trabajo del hogar a través de incrementar su ingreso no laboral hasta el punto donde el ingreso (neto) del hogar alcanza el umbral de elegibilidad. Por otro lado, la prueba de ingresos actúa como un impuesto implícito sobre el empleo formal, ya que en la práctica la ASS se basa en las fuentes formales de ingreso del hogar para verificar su cumplimiento. En este sentido, la introducción del AFAM-PE genera varias predicciones sobre los distintos márgenes del mercado de trabajo.

Como se deriva del análisis de la literatura sobre programas tradicionales de transferencias de ingresos (Moffitt, 1992; 2002), la combinación de los efectos ingreso del beneficio y sustitución de la prueba medios, debería de llevar de manera no ambigua a una reducción en el margen extensivo e intensivo de la oferta laboral.²¹ El efecto de la introducción del AFAM-PE sobre la informalidad laboral es ambiguo (Bosch y Manacorda, 2012). Por un lado, el beneficio debería de empujar a los individuos de empleos formales hacia empleos informales de tal manera de escapar el impuesto implícito que significa la prueba de ingresos (formales). Por otro lado, para algunos individuos (infra-marginales) que previo al AFAM-PE trabajaban en empleos infor-

²⁰Sin embargo, a diferencia de programas de bienestar en países desarrollados como EUA o Gran Bretaña. El AFAM-PE no cuenta en su diseño con requerimientos de trabajo o una tasa marginal del beneficio variable con el ingreso del hogar (la tasa marginal de AFAM-PE es cero hasta el umbral de ingreso).

²¹Para aquellos individuos que estaban fuera del mercado de trabajo la transferencia no debería alterar su estatus laboral (el beneficio incrementa sus oportunidades de consumo aún cuando consume sólo ocio). Aquellos que previo al AFAM-PE estaban en la fuerza de trabajo preferirían consumir más ocio (si el ocio es un bien normal) y reducir sus horas de trabajo (efecto ingreso). Por otro lado, la prueba de verificación de ingresos impone un impuesto implícito sobre los ingresos laborales, reduciendo el precio del ocio, y llevando así a una caída de las horas trabajadas (efecto sustitución). Alternativamente, es posible que la combinación del efecto ingreso y sustitución empujen a estos individuos fuera del mercado de trabajo.

males, la transferencia supone un efecto ingreso negativo lo cual debería llevar a una caída en su oferta laboral.²²

Como resultado de estas fuerzas, se esperaría como resultado del AFAM-PE: (i) una caída en el empleo (margen extensivo), (ii) una caída en las horas trabajadas (margen intensivo), (iii) una caída en el empleo formal (efecto ingreso y sustitución entre tipos de empleo), (iv) una caída o aumento en el empleo informal, dependiendo del tamaño del efecto ingreso y sustitución.²³

Hasta aquí, las predicciones del efecto del AFAM-PE sobre el mercado de trabajo han sido analizadas desde un enfoque estático y básicamente de corto plazo. Sin embargo, hay aspectos dinámicos en los incentivos sobre las decisiones del mercado de trabajo creados por los PSTI que son importantes considerar para entender el efecto global de la política. Por ejemplo, la contribución relativa de las diferencias de flujos en el mercado de trabajo entre adultos en hogares elegibles y no elegibles a las diferencias totales (si las hubiera), en las tasas empleo, empleo formal, e informal, como consecuencia del AFAM-PE. De encontrar como predice la teoría una caída en la tasa de empleo formal entre los adultos que participan del AFAM-PE en relación a los no AFAM-PE, quizás sería esperable que este efecto estuviera asociado a una caída en las entradas hacia el empleo formal, más que un aumento en las salidas desde la formalidad hacia empleos informales o el no empleo. Esto sería consistente con el fuerte crecimiento de la economía Uruguay desde mediados de 2000, y con el costo implícito en términos de acceso a beneficios sociales (seguro de salud, seguro

²²Adicionalmente, la prueba de verificación de ingresos del AFAM-PE al actuar como impuesto implícito sobre los ingresos formales, podría también generar incentivos a los adultos del hogar en empleos registrados (el acceso al beneficio es independiente del estatus laboral) a subdeclarar ingresos laborales, para ocultar ingresos y así ser elegible y/o mantener el beneficio. Las fuentes de información disponibles en este trabajo no permiten analizar empíricamente esta hipótesis.

²³Adicionalmente, se esperaría como consecuencia del AFAM-PE una caída del ingreso laboral (si los salarios son fijos), y una caída del ingreso (neto) total familiar (el ingreso total familiar luego de la transferencia debería de aumentar). En este trabajo no presentamos evidencia del efecto del AFAM-PE sobre los ingresos, sin embargo estimaciones preliminares sugieren que esta predicción se cumple para nuestra muestra. Los resultados están disponibles si se solicitan.

de desempleo, jubilación, etc.) que implica abandonar un empleo formal. Adicionalmente, la participación en la asistencia social quizás también tenga efectos de mediano plazo sobre la oferta laboral. Por ejemplo, mayor duración (dependencia) en el AFAM-PE, quizás implique efectos negativos persistentes sobre la oferta laboral de los adultos elegibles (Moffit, 1992). En este sentido, se esperaría que el AFAM-PE afecte de forma distinta a aquellos individuos que han estado expuestos por tiempo más prolongado de la asistencia social. La naturaleza longitudinal de los datos disponibles (aunque en sólo dos momentos del tiempo) y la posibilidad de contar con información administrativa del momento de postulación de los hogares y de la duración en el programa de los beneficiarios, permitirán una primera aproximación a los aspectos dinámicos de los incentivos en el mercado de trabajo creados por el AFAM-PE.

Hasta qué punto los canales discutidos, principalmente el beneficio y la prueba de verificación de ingreso, afectarán el comportamiento en el mercado de trabajo dependerá de qué tan baja sea la elasticidad ingreso-ocio de los participantes en el AFAM-PE, y de qué tan operativa sea la restricción sobre los ingresos formales que supone la prueba de verificación de ingreso. Adicionalmente, las condicionalidades y la potencial caída del ingreso neto del hogar en caso de una reducción del empleo infantil, constituyen dos canales adicionales a través de los cuales el AFAM-PE podría afectar las decisiones laborales de los adultos, aunque en estos casos atenuando los potenciales desincentivos al trabajo.²⁴ Es poco claro hasta qué punto estos mecanismos son operativos, ya que para el período que cubre este estudio no hay evidencia

²⁴Los requerimientos de escolarización en los niños de hogares beneficiarios, quizás afectan la asignación de tiempo del hogar, llevando a incrementos en la oferta de trabajo – el potencial impacto positivo en escolarización de los niños podría “liberar” tiempo que los adultos antes destinaban al cuidado de los niños (Baker, Gruber y Milligan, 2008). Adicionalmente, si el aumento en la escolarización implica una caída en el tiempo que los niños de estos hogares destinaban a actividades laborales, podría reducir el ingreso neto del hogar y compensar (al menos en parte) el efecto ingreso del beneficio.

disponible acerca de hogares que habiendo participado del AFAM-PE hayan perdido el beneficio por no cumplir los requerimientos de escolarización y controles.²⁵

2.4. Datos

Este trabajo utiliza datos provenientes de diferentes fuentes de información a nivel individual - formulario de postulación, registros administrativos del AFAM-PE, y una encuesta de evaluación del programa; vinculadas por un número de identificador nacional único (cédula de identidad). La Figura 2.2 resume las fuentes de datos utilizadas en este trabajo y el proceso de recolección de datos en la línea de tiempo del AFAM-PE.

La principal fuente de datos proviene de la encuesta de evaluación de impacto del AFAM-PE, denominada “Encuesta de Seguimiento de Condiciones de Vida” (ESCV). Los cuestionarios fueron diseñados por investigadores del Instituto de Economía (IECON) de la UDELAR, en colaboración con el MIDES, e integrantes del instituto de estadística y departamento de sociología de la UDELAR (Amarante y Vigorito, 2011c). Con el objetivo de limitar respuestas estratégicas, los hogares encuestados no fueron informados acerca del propósito exacto de la encuesta. Entre un conjunto amplio de información, la encuesta de seguimiento cuenta con datos de la composición del hogar, educación, condiciones de la vivienda y bienes durables, e ingresos y resultados del mercado de trabajo, siendo estos dos últimos claves para este estudio. La ESCV surge de una muestra aleatoria estratificada de los registros administrativos del AFAM-PE, representativa de los hogares postulantes con ICC próximo al umbral de asignación al programa, de tal manera de explotar el diseño

²⁵El principal antecedente en relación a la falta de monitoreo es el PANES (programa remplazado por el AFAM-PE), que aún cuando técnicamente era un programa sujeto a requerimientos de escolarización y controles de salud, como lo señalan Manacorda et al. (2011) fue “de facto” no-condicional.

discontinuo en la evaluación.²⁶ El intervalo óptimo del ICC (estandarizado) de vecindad al umbral que se definió fue $[-0,0426; 0,0727]$. El tamaño original de la muestra fue 1,000 hogares con un ICC menor al umbral (no elegibles) y 1,750 hogares con un ICC mayor al umbral (elegibles) en entorno.

La recolección de datos estaba prevista originalmente para el período setiembre 2011-abril 2012 (Campo 1), entre 45 y 51 meses posterior a la implementación del AFAM-PE. La tasa de no respuesta no fue particularmente alta para el grupo de hogares elegibles (19,5 %), sin embargo, sí lo fue para los hogares no elegibles (51 %). De los hogares que originalmente estaban en la muestra fueron encuestados 1,409 hogares elegibles (de 1,750) y 491 no elegibles (de 1,000). Esto implicó que a los potenciales problemas de no respuesta se le agregara un problema de precisión en las estimaciones dado el bajo número de hogares no elegibles. Ante esta situación se decidió realizar una nueva recolección de datos, pero únicamente de hogares no elegibles. Para esto se realizó una nueva muestra aleatoria estratificada (de hogares no elegibles) a partir del marco muestral original (sin considerar los hogares no entrevistados) y se seleccionaron 700 hogares.²⁷ La recolección de datos (Campo 2) fue en el período noviembre 2012-febrero 2013. De los hogares seleccionados se entrevistaron a 401, siendo la tasa de no respuesta de casi 43 %.

Adicionalmente, para la muestra de evaluación se utilizan datos del formulario de postulación para información de la línea de base (pre-tratamiento) y de los registros administrativos del programa. El formulario de postulación de los hogares al AFAM-PE recoge un amplio conjunto de información socioeconómica: características demográficas, educación, participación en el mercado de trabajo, fuentes de ingresos y bienes durables, entre otros; de la cual parte fue utilizada en la prueba de

²⁶El marco muestral consiste en los 161,573 hogares que a setiembre de 2010 habían postulado al programa. Para la muestra se utilizó un procedimiento de estratificación a nivel de localidad (52 localidades).

²⁷El tamaño de la muestra estuvo fuertemente asociado a restricciones presupuestarias.

verificación de medios para determinar cuando un hogar es elegible o no elegible al tratamiento. Los registros administrativos cuentan con información de los montos transferidos a los hogares, altas y bajas al programa, así como el valor exacto del ICC para cada hogar y los umbrales que determinan la elegibilidad al programa. Para ambas fuentes de información se cuenta con datos desde el inicio del programa, enero de 2008 hasta diciembre de 2012 (3 meses antes de que terminara la recolección de la ESCV).

La población de interés en la que se enfocará este estudio corresponde a una muestra de 3,588 individuos entre 18 y 64 años de edad, miembros de 2,105 hogares postulantes al AFAM-PE elegibles y no elegibles con un ICC (estandarizado) en el entorno de $[-0.0426; 0.0727]$.²⁸ El grupo de individuos elegibles (ICC estandarizado positivo) incluye a 2,392 adultos, mientras que el grupo de no elegibles (ICC estandarizado negativo) incluye a 1,197 individuos. La Tabla 2.1 presenta las estadísticas descriptivas de la población de interés en la línea de base y post-tratamiento (ESCV). Adicionalmente, la Tabla A.1 del Anexo presenta la prueba de diferencias de medias de las principales características pre y post-tratamiento de hogares no elegibles entrevistados en el Campo 1 y Campo 2. En general, las diferencias entre estos grupos de hogares no son importantes, salvo para la región de residencia del hogar entrevistado que en el Campo 2 se concentra mayormente en Montevideo (capital de Uruguay) en relación al Campo 1.²⁹ Si bien para el análisis se deben de

²⁸La muestra se restringe a este tramo etario con el objetivo de considerar en el análisis personas en edades económicamente activas. El límite inferior considera el hecho de que los individuos menores a 18 años son parte de la población beneficiaria del AFAM-PE. Acotar la muestra a los adultos que declaran no están estudiando (90.8 % del universo de estudio) no altera los principales resultados, por lo tanto por razones de potencia en las estimaciones se decidió incluirlos. El universo de análisis no considera individuos que declaran ser jubilados o pensionistas inactivos. Tampoco se considera aquellos individuos en el rango de edad de referencia sobre los cuales no se tiene información de la línea de base, básicamente nuevos integrantes del hogar (9.2 % de la muestra original). Para los resultados en niveles, incluir a estos individuos no altera los principales resultados.

²⁹Por razones logísticas y de presupuesto para el Campo 2 se decidió sobre-representar en la muestra a los hogares de Montevideo o de su periferia. Como se detalla en la sección de robustez

considerar los problemas en la recolección de la encuesta de seguimiento, el hecho de no encontrar diferencias observables pre y post-tratamiento importantes entre el Campo 1 y Campo 2, junto al análisis de robustez (sección Subsección 2.6.5) nos permiten confiar en los resultados de surgen del estudio.

2.5. Enfoque empírico: diseño de regresión discontinua (RD)

El enfoque empírico seguido en este trabajo explota la discontinuidad del índice de predicción de pobreza, ICC, en el umbral de elegibilidad que genera la asignación al AFAM-PE de los hogares postulantes.³⁰ Se considera el siguiente modelo básico de regresión:

$$Y_i = \alpha + \beta ELEG_i + F(N_i) + \epsilon_i \quad (2.2)$$

donde Y_i es la variable de resultado de interés para el individuo i que le corresponde un valor del ICC estandarizado del hogar N_i . El índice de privación normalizado $N_i = ICC_i - U$, donde ICC representa el índice de predicción de pobreza y U el umbral de elegibilidad. Las principales variables de interés en el mercado de trabajo son empleo, empleo formal e informal, y horas trabajadas (condicional a estar empleado). $F(N_i)$ es una función suavizada de la variable de selección y por lo tanto, captura el efecto del ICC normalizado sobre la variable de resultado, mientras que $ELEG_i$ es una variable indicadora que captura la asignación al programa para

no se encuentra evidencia de que la región de residencia de los encuestados esté explicando los principales resultados del trabajo.

³⁰Ver Imbens y Lemieux (2008) y Lee y Lemieux (2010) para una discusión detallada del diseño de RD.

aquellos adultos en hogares que superan el umbral de elegibilidad. Esta es definida como:

$$ELEG_i \begin{cases} 1 & \text{si } N_i > 0 \\ 0 & \text{si } N_i \leq 0 \end{cases}$$

El objetivo es estimar el efecto β del programa (ser elegible a la asistencia social) sobre el resultado de interés. El supuesto de identificación es que $F(\cdot)$ es una función continua del índice de predicción de pobreza estandarizada, N_i , lo cual significa, que la elegibilidad al programa es la única fuente de discontinuidad en la variable de resultado alrededor del umbral. De cumplirse este supuesto, la potencial discontinuidad en la variable de resultado alrededor del umbral de elegibilidad puede ser interpretada como el efecto causal del AFAM-PE. La Subsección 2.6.5 presenta evidencia que soporta este supuesto. El efecto del programa, β , se obtiene entonces a través de estimar la discontinuidad en la función de regresión empírica en el punto donde la variable de asignación cambia de 0 a 1 (el umbral de asignación). La Figura 2.1, muestra una fuerte discontinuidad en la probabilidad de participar en el programa como función del ICC estandarizado en el umbral $F(N_i)$ y refleja un cumplimiento casi perfecto con la asignación prevista por la regla. Esto lleva a considerar el diseño de regresión discontinua *sharp*.

En la práctica, el efecto estimado del programa depende de cómo la función $F(\cdot)$ es en sí misma estimada. En este sentido, las estimaciones se basan en varias funciones paramétricas de N_i , de tal manera de balancear el *trade-off* entre sesgo y precisión. En las especificaciones de la regresión se utilizan distintas formas polinómicas, incluyendo funciones lineales, cuadráticas y cúbicas así como modelos lineales y cuadráticos con diferentes pendientes a ambos lados del umbral de elegibilidad (regresiones

separadas a ambos lados de la discontinuidad). Los errores estándar se estiman por *clusters* sobre el ICC. Adicionalmente, la Ecuación 2.2 se puede extender adicionado covariables de la línea de base, y analizar si los resultados de las estimaciones se ven afectados.

2.6. Resultados

2.6.1. Evidencia preliminar: gráficos RD

Esta sección presenta evidencia gráfica de la discontinuidad y los resultados del mercado de trabajo de interés. Como argumentan Imbens y Lemieux (2008), no encontrar evidencia de este tipo debería arrojar serias dudas sobre resultados significativos utilizando métodos de estimación más sofisticados. La Figura 2.3 presenta gráficos de los resultados de interés: empleo, empleo formal, empleo informal, y horas trabajadas (horas positivas) como una función del índice de pobreza estandarizado, para la población seleccionada de individuos entre 18 y 64 años. Los círculos representan las tasas de empleo (Panel A - C) y promedios de horas trabajadas (Panel D), y el área sombreada los correspondientes intervalos de confianza a un nivel de 95 %. La línea continua representa los valores predichos de un polinomio de segundo orden del índice de pobreza estandarizado, de manera separada para las observaciones arriba y abajo del umbral de elegibilidad. El Panel A sugiere que el empleo agregado cae en el umbral, esto es cuando el hogar de estos adultos es elegible para el AFAM-PE. Sin embargo, la discontinuidad en la tasa de empleo no parece ser estadísticamente significativa a los niveles usuales. El resultado es similar cuando se analiza el cambio en el margen intensivo de la oferta laboral (no se presenta este resultado). Al enfocarse en las dos tipos de empleo analizado, formal e informal, los resultados son interesantes. En primer lugar, se observa una fuerte caída en el em-

pleo formal de los adultos en hogares elegibles al AFAM-PE, lo cual es consistente con las predicciones teóricas (Panel B). Por otro lado, el Panel C muestra una mayor tasa de empleo informal en aquellos adultos en hogares elegibles en relación a la tasa de adultos en hogares no elegibles, aunque esta brecha en el umbral no parece ser estadísticamente significativa. Finalmente, no se observan cambios estadísticamente significativos en el número de horas trabajadas (margen intensivo del empleo) de los adultos en el punto de discontinuidad (Panel D).

2.6.2. Estimaciones de regresión discontinua

Esta sección explota de manera formal la discontinuidad en el índice de pobreza a partir de estimar el modelos RD presentado en la Sección 2.5. La Tabla 2.2, presenta el efecto del tratamiento estimado del AFAM-PE sobre la probabilidad de participar del programa y los resultados del mercado de trabajo de la población de interés – individuos elegibles y no elegibles al AFAM-PE entre 18 y 64 años de edad. Esto es, se reporta la estimación RD del coeficiente β que captura la discontinuidad en el umbral del índice de pobreza estandarizado observado previamente de manera gráfica. La fila 1 de la Tabla 2.2, presenta esta estimación utilizando como variable dependiente una función indicadora de si el hogar donde un adulto es miembro alguna vez participó del programa. Las columnas 1 a 4 reportan especificaciones con diferente orden de polinomios para $F(\cdot)$: sin polinomios, de primer orden, cuadrático y cúbico, respectivamente. El coeficiente de elegibilidad es estadísticamente significativo y grande en magnitud para las cuatro especificaciones. La estimación puntual sugiere que ser elegible al programa, esto es, que el hogar tenga un ICC que supere el umbral de elegibilidad, implica un aumento en la probabilidad de participar en AFAM-PE de aproximadamente 98 % en relación a los no elegibles. Esta relación se mantiene grande en magnitud y robusta si a la especificación de la Ecuación 2.2 le

incluimos controles pre-tratamiento, como en las columnas 5 a 8.³¹

Las filas 2 a 5 en la Tabla 2.2 presentan las estimaciones RD sobre el conjunto de resultados del mercado de trabajo analizados para las distintas especificaciones de la Ecuación 2.2. Las estimaciones sugieren un efecto negativo del AFAM-PE sobre la tasa de empleo de los adultos elegibles en el entorno del umbral, de entre 4 y 7 puntos porcentuales, aunque no robusto a través de las especificaciones (fila 2). Las filas 3 y 4 reportan las estimaciones RD utilizando como variables dependientes, funciones indicadoras para empleo formal e informal, respectivamente. Como se discutió previamente, según las predicciones de la teoría económica mientras que el efecto de la asistencia social sobre el empleo formal debería ser negativo, es a priori ambiguo en relación al empleo informal – el efecto ingreso y sustitución compiten entre sí. El impacto sobre el empleo formal es estimado de manera precisa para todas las especificaciones de $F(\cdot)$ con y sin controles, e implica una reducción de entre 10 y 14 puntos porcentuales en el punto de discontinuidad. En el caso del empleo informal, el efecto del programa parece ser positivo, sin embargo, la estimación pierde precisión para el caso de la especificación cuadrática y cúbica de la variable de asignación. Finalmente, la fila 5 analiza el efecto del AFAM-PE sobre el margen intensivo del empleo, esto es, horas trabajadas (condicional a trabajar). Al igual que en el caso de los resultados para el margen extensivo del empleo, los resultados son poco robustos a lo largo de las distintas especificaciones. El tratamiento es sólo significativo cuando se utiliza la especificación más parsimoniosa, donde el único regresor (aparte de las características pre-tratamiento) es la variable indicadora de elegibilidad.

Para que las estimaciones paramétricas sean creíbles en términos de la identificación del coeficiente β , se deberían considerar formas funcionales de $F(\cdot)$ más flexibles, por ejemplo, que permitan diferentes pendientes a cada lado del umbral.

³¹En todos los casos el R^2 es aproximadamente 0.97.

Para abordar esta cuestión, en la regresión RD se incluye modelos lineales y cuadráticos (como en la Figura 2.3) de $F(\cdot)$ con diferentes pendientes a ambos lados del umbral de elegibilidad (modelos *spline* lineales y cuadráticos) con y sin controles pre-tratamiento. Los resultados de estas estimaciones se reportan en la Tabla 2.3. Al igual que en las especificaciones anteriores, se confirma que las estimaciones sobre el margen extensivo e intensivo del empleo no son estimados de forma precisa cuando se utilizan especificaciones más flexibles de la variable de asignación (fila 1 y 4, respectivamente). Los resultados son aún fuertes en el caso del modelo para el empleo formal reportado en la fila 2. En este caso, el efecto sobre el empleo del AFAM-PE permanece estimado de forma precisa aún cuando se utiliza el *spline* cuadrático (el modelo más flexible). Diferente es el caso del modelo para el empleo informal, cuya estimación es estadísticamente significativa para el *spline* lineal, pero no para el cuadrático.

En síntesis, no se encuentra evidencia robusta a lo largo de los distintos modelos RD estimados de que el AFAM-PE reduzca el margen extensivo e intensivo de la oferta laboral. Al descomponer este efecto por el tipo de empleo, los resultados sugieren que el programa aumenta la probabilidad de estar empleado de manera informal, aunque este resultado no es estimado de manera precisa en los modelos RD más flexibles. Finalmente, y en línea con las predicciones teóricas, la asistencia social parece tener un efecto negativo sobre el empleo formal y el efecto es estimado de forma precisa a lo largo de todas las especificaciones del modelo RD. La magnitud de este efecto tiene un rango de entre -10 y -14 puntos porcentuales, lo que significa una fuerte reducción del empleo formal para los adultos elegibles en el punto de discontinuidad de entre 18 y 30 por ciento. Dada la falta de evidencia acerca de efectos desincentivos en el margen extensivo del empleo, los resultados sobre el empleo formal/informal parecen ser explicados principalmente por un efecto

sustitución entre tipo de empleos. Esto último será analizado con mayor detalle en la próxima sección.

2.6.3. Transiciones en el empleo

Una manera de comprender más profundamente los resultados de la sección anterior, es analizar si el AFAM-PE implica cambios en la dinámica del mercado de trabajo. En particular, analizar si la respuesta del empleo formal (informal) a la asistencia social está relacionada con cambios en los flujos de salida (entrada) hacia (desde) el no empleo, y/o a transiciones entre tipos de empleo. Dado los resultados de la sección anterior, y dependiendo de la rigidez del mercado de trabajo, quizás se esperaría que la caída en el empleo formal provenga de una reducción en la tasa de entrada desde el empleo informal y de un aumento en la tasa de salida hacia el empleo informal, más que de cambios en los flujos desde y hacia el no empleo. Para investigar esto, se analiza el impacto del AFAM-PE sobre las transiciones en el empleo a través de estimar la siguiente especificación del modelo RD:

$$Y_{it} = \alpha + \beta ELEG_i + \delta ELEG_i \times Y_{it-1} + \phi Y_{it-1} + F(N_i) + \epsilon_i \quad (2.3)$$

esto es, se evalúa cómo responde al AFAM-PE la probabilidad de un adulto i de estar en un estatus de empleo en t , Y_{it} , condicional a su estatus pasado de empleo Y_{it-1} . En el análisis consideramos tres estados de empleo, esto es, no estar empleado, empleado formal y empleado informal, y las estimaciones RD se realizan para cada estatus laboral por separado, utilizando la especificación *spline* cuadrática (el modelo más flexible), con y sin controles. Los resultados se reportan en la Tabla 2.4.

La columnas 1 y 4 presentan el efecto del AFAM-PE sobre las transiciones hacia

el no empleo. Los resultados sugieren que participar de la asistencia social está asociado con un mayor flujo de entrada hacia el no empleo, tanto desde empleos formales como informales, sin embargo, las estimaciones no son estadísticamente significativas a los niveles usuales.

Las columnas 2 y 5 evalúan si el AFAM-PE afecta los flujos de entrada hacia el empleo formal. Las estimaciones muestran una caída estadísticamente significativa en la tasa de entrada desde los empleos informales hacia los empleos formales. La magnitud del cambio en el flujo es substancial, aproximadamente 19 puntos porcentuales.³² Por otro lado, se observa una reducción en las transiciones desde el no empleo hacia el empleo formal de 9 puntos porcentuales, aunque la estimación puntual no es estadísticamente significativa a los niveles usuales (los *p-values* son 0.11 y 0.12, respectivamente).

Finalmente, las columnas 3 y 6 muestran el efecto del programa sobre los flujos de entrada hacia el empleo informal. No se encuentra evidencia estadísticamente significativa de que la asistencia social afecte las entradas al empleo informal tanto desde el empleo formal como desde el no empleo. Por otro lado, se observa un incremento estadísticamente significativo en la persistencia de los adultos en empleos informales, en una magnitud de 15 puntos porcentuales (fila 1).

En síntesis, el programa no parece haber afectado los flujos desde y hacia el no empleo, lo cual es consistente con el hecho de que el AFAM-PE no afecta de manera significativa la tasa de empleo de los individuos no elegibles en el entorno de la discontinuidad. Esto sugiere, que el efecto del programa sobre el empleo formal y no formal en su conjunto parece estar explicado en mayor medida por un efecto transición (sustitución) entre tipo de empleos más que por el efecto ingreso. En particular, la caída en el empleo formal, parece deberse principalmente a la fuerte

³²Calculado como la suma del coeficientes β y δ de las variables indicadoras $ELEG_i$ y $ELEG_i \times Y_{it}$.

caída en las transiciones a la formalidad desde empleos informales. Por otro lado, el hecho de que el AFAM-PE no incremente los flujos desde los empleos formales hacia los informales, sugiere que aún cuando el programa hace a los empleos informales más atractivos, este incentivo no es lo suficientemente fuerte para que una parte importante de los trabajadores formales se pase a la informalidad.

2.6.4. Duración en la exposición al AFAM-PE y resultados en el mercado de trabajo

Los resultados de las secciones anteriores han aportado evidencia acerca del efecto promedio de participar en el AFAM-PE entre los individuos elegibles en relación a los no elegibles. Sin embargo, tal como lo sugiere la literatura teórica podría esperarse que los efectos sobre el comportamiento laboral no sólo dependan de haber participado o no de la asistencia social, sino también del tiempo en el que el individuo estuvo expuesto al programa. Por ejemplo, una mayor exposición al AFAM-PE quizás produce efectos negativos persistentes sobre los resultados del mercado de trabajo de los adultos en hogares elegibles. Este punto es importante para el caso del AFAM-PE ya que como fuera detallado anteriormente, el beneficio del programa es “básicamente” permanente para el hogar (hasta que el niño tiene 18 años), si cumple con las condicionalidades y la prueba de ingresos.

Esta sección explota el hecho de que los registros administrativos del programa permiten conocer exactamente el número de meses que un hogar postulante fue beneficiario del AFAM-PE, para investigar la posibilidad de efectos heterogéneos en su impacto vinculados con la duración de la exposición al programa. Estos datos están disponibles desde enero de 2008 a marzo de 2012 (véase Figura 2.2), esto es hasta un mes antes de terminado el Campo 1. Por lo tanto, a partir de esta información se puede determinar para los hogares de la muestra (que participaron)

el número de meses a los que han estado expuestos al AFAM-PE en el rango [0, 51]. La columna 1 de la Tabla 2.5 presenta el porcentaje de adultos en hogares postulantes (de la muestra) según el tiempo de exposición al AFAM-PE, en tramos de aproximadamente 12 meses (quienes no participaron del programa toman valor cero). Se observa que entre aquellos adultos que se benefician del programa, el 78 % han estado expuestos más de 25 meses, mientras que sólo 12 % por la mitad del período considerando (sólo 1 % del universo estuvo expuesto por menos de un año). Esto es consistente con el hecho de que la mayor parte de los hogares se postularon en los primeros dos años de implementado el programa (véase Subsección 2.3.1) y con que el flujo de entradas y salidas del programa es muy bajo (menos de 2 %).

Para analizar si el impacto del AFAM-PE es constante respecto al tiempo de exposición, se estima una variante del modelo en la Ecuación 2.2, cuya especificación permite que el efecto varíe dependiendo del tiempo que el hogar ha sido beneficiario de la transferencia de ingreso. En particular, se incluyen variables indicadoras separadas para diferentes duraciones de exposición al programa:

$$Y_i = \alpha + \sum_t \beta_t I[ExpAFAM = t] + F(N_i) + \epsilon_i \quad (2.4)$$

donde $t = \{1 \text{ mes} - 24 \text{ meses}; 25 \text{ meses} - 36 \text{ meses}; 36 \text{ meses} - 51 \text{ meses}\}$ y $I[ExpAFAM = t]$ son variables *dummies* (tres en total) igual a uno si el adulto recibió el beneficio de AFAM-PE durante un número meses igual al tramo k , y cero el resto de los casos. Se decidió agrupar en un solo tramo la exposición al programa por 24 o menos meses debido al bajo porcentaje de casos en la muestra con individuos en hogares que participaron hasta 12 meses. En este caso los coeficientes de interés, β_t , no sólo capturan el efecto de ser elegibles al AFAM-PE en relación a no serlo, sino también si el impacto sobre los resultados del mercado de trabajo varían según

el tiempo de exposición al programa.³³

Los resultados se presentan en la Tabla 2.6 para la especificación *spline* cuadrática con los mismos controles pre-tratamiento que se utilizaron en las estimaciones anteriores. Las estimaciones de los coeficientes de interés, β_t , se reportan en las filas para cada uno de los resultados del mercado de trabajo analizados (columnas).

Las estimaciones del modelo básico en el Panel A, son consistentes con la evidencia que surge de las secciones anteriores – el programa tiene efecto negativo y estadísticamente significativo en la participación en empleos formales (columna 2). También se observa que mientras el AFAM-PE no parece tener efectos significativos sobre el empleo formal de los adultos expuestos por menos de 25 meses al programa, sí implica una caída estadísticamente significativa (al 5 y 10 por ciento, respectivamente) de entre 12 y 13 puntos porcentuales en relación al grupo de comparación, para aquellos adultos en hogares que participaron más de 25 meses. Las diferencias en una exposición de entre 25 y 36 meses en relación a una duración de casi un año más (37 y 51 meses) no son significativas estadísticamente (*p-value* es 0.53).

El supuesto que está por detrás de la identificación del modelo (1.4) es que la duración en el programa es básicamente aleatoria. Sin embargo, podría esperarse que las personas que llevan más tiempo en el programa sean sistemáticamente diferentes de aquellas expuestas por menos tiempo, y de ser así se introducirían sesgos en las estimaciones (King y Behrman, 2009). Por ejemplo, como se mostró anteriormente los hogares postulantes (beneficiarios y no beneficiarios) al PANES aplicaron automáticamente al AFAM-PE en el primer mes de su implementación.³⁴ De hecho

³³Como se observa en la Figura 2.1 y en las estimaciones de la Tabla 2.2, aproximadamente el 98 % de los hogares elegibles al programa efectivamente recibieron el beneficio.

³⁴Sin embargo, haber postulado e incluso participado del PANES no está perfectamente asociado a participar del AFAM-PE, ya que como se señaló anteriormente el índice de pobreza utilizado para focalizar este programa es distinto al que se utilizó en el PANES. De hecho, como sugiere la columna 2 de la Tabla 2.5 en la muestra aproximadamente el 22 % de los postulantes PANES no participaron en el AFAM-PE.

como sugiere la Tabla 2.5, más del 90 % de los postulantes PANES que participan del AFAM-PE recibieron el beneficio de este programa por más de 25 meses (columna 2). Dado que el PANES estaba focalizado en población en extrema pobreza y que algunos beneficiarios del AFAM-PE también lo fueron dos años antes del PANES, los peores resultados encontrados en el empleo formal ante exposiciones más largas quizás tengan relación con las características de esta población más que con el efecto en sí mismo de la duración.

Si bien la discontinuidad que genera la regla de elegibilidad permite controlar el problema de selección de la asignación al programa, no nos permite abordar adecuadamente el problema de endogeneidad (de existir) en el tiempo de exposición. El resto de esta sección explota la información que surge de los registros administrativos del AFAM-PE para explorar hasta qué punto este problema puede estar sesgando los resultados.

En primer lugar, se ajusta la Ecuación 2.4 introduciendo en la especificación un conjunto de variables *dummies* que indican el año exacto en el que el individuo entró al programa. El Panel B de la Tabla 2.6 reporta los resultados. Las estimaciones son cualitativamente similares a las que surgen del modelo base, aunque el tamaño de los coeficientes de interés es significativamente más grande. Esto quizás está asociado a que el muy bajo flujo de entradas y salidas del AFAM-PE produce que las variables indicadoras de meses de exposición y año de entrada estén altamente correlacionadas.

En segundo lugar, se explota el hecho de que la información de los registros administrativos permite identificar exactamente cuáles de los individuos postulantes al AFAM-PE fueron postulantes también al PANES. Con esta información la especificación de la Ecuación 2.4 se extiende incorporando una variable indicadora de si el individuo postuló al PANES y su interacción con las *dummies* de tiempo de exposición al AFAM-PE. Esto permite capturar (imperfectamente) factores que

afectan los resultados del mercado del trabajo correlacionados con la exposición al programa, pero que tienen que ver con el hecho de haber postulado al PANES más que con el efecto duración en sí mismo. Los coeficientes sobre estas interacciones son una prueba de si estos factores son importantes. A partir de la estimación de este modelo, se observa que el efecto del AFAM-PE sobre el empleo formal entre los adultos que participaron más de 36 meses es negativo, pero su magnitud se reduce a casi la mitad en relación a la especificación base y es estadísticamente no significativo (columna 2, Panel C). Esto es consistente con el hecho de que aproximadamente el 54 % de los postulantes PANES se han beneficiado del AFAM-PE entre 36 y 51 meses. Adicionalmente, el término de interacción entre la indicadora de PANES y este tramo de tiempo de exposición es estadísticamente significativo al 5 % (no se muestra en la Tabla 2.6).³⁵ Aún así, el coeficiente que captura el efecto de la exposición entre 25 y 36 meses sigue siendo estadísticamente significativo al 5 % y muestra (al igual que en el Panel A), que una duración en el AFAM-PE de entre 2 y 3 años reduce en 13 puntos porcentuales la probabilidad de que los adultos tengan un empleo formal en relación a los adultos no elegibles.

En resumen, los resultados de esta sección son consistentes con la evidencia previa de que el AFAM-PE afectó el empleo formal de los adultos, pero además señalan que este efecto es más importante entre aquellos adultos en hogares que han estado expuestos al programa por más de dos años. Aún cuando este resultado debe ser tomado con cautela debido a que la duración en el programa es esencialmente no aleatoria, las distintas especificaciones analizadas parecen soportar las estimaciones.

³⁵Los coeficientes sobre las interacciones entre la indicadora de PANES y las restantes *dummies* de tramos de exposición al programa no son estadísticamente significativos .

2.6.5. Análisis de Robustez

El principal supuesto de identificación en el diseño RD es el hecho de que $F(\cdot)$ en la Ecuación 2.2 es una función continua en el umbral de la discontinuidad. El principal argumento para asumir la continuidad de esta función surge del hecho de que el índice de predicción de pobreza depende de la combinación de un conjunto amplio de características socioeconómicas de los hogares que surgen de las encuestas de postulación, y que en principio no se esperaría un cambio abrupto en los resultados del mercado de trabajo, al menos por alguna razón distinta a la regla de asignación. Sin embargo, el supuesto de continuidad en el umbral podría ser violado al menos por dos razones. Por un lado, si la asignación a la asistencia social hubiera favorecido sólo a hogares con adultos no empleados o con empleos informales. Otro posible problema sería si algunos postulantes pudieran mentir acerca de las características socioeconómicas de sus hogares, por ejemplo, a través de algún tipo de comportamiento estratégico al completar los formularios de postulación. Si este tipo de “manipulaciones” fueran posibles, los postulantes con un ICC mayor y menor al umbral de elegibilidad podrían ser sistemáticamente diferentes en sus características observables y no observables, sesgando potencialmente las estimaciones.

Como se señaló, los hogares no fueron informados acerca de cómo los datos de la encuesta de postulación son utilizados ni del criterio exacto seguido para la asignación al programa – la forma de construcción del ICC y umbrales específicos de elegibilidad no han sido nunca publicados, por lo cual es improbable que estos conozcan la forma de manipular las respuestas, al menos exactamente. Por otro lado, la Figura 2.1 muestra que aproximadamente todos los hogares elegibles (según el ICC) han recibido el programa, mientras que (casi) ningún hogar no elegible ha recibido el beneficio. Esto sugiere que es poco probable que algunos hogares hayan sido favorecidos, por ejemplo, por los funcionarios del MIDES o de la ASS encarga-

dos de implementar y monitorear el programa. Para explorar de manera más formal la posibilidad de que el supuesto de identificación del diseño RD no se cumpla, se estima la ecuación Ecuación 2.2 tanto para las variables de resultado de interés (excepto las horas trabajadas para la cual no hay información pre-tratamiento) como covariables de la línea de base (edad, género, educación, región, jefatura de hogar, número de miembros del hogar, edad promedio del hogar, ingreso per cápita del hogar neto de AFAM-PE). De existir algún tipo de “manipulación” sistemática, se debería observar una discontinuidad en las variables pre-tratamiento alrededor del umbral de elegibilidad (Lee, 2008; McCrary, 2008).

Los resultados se presentan en la Tabla 2.7 para la especificación *spline* cuadrática (el modelo más flexible). Las estimaciones del coeficiente de interés, β , se reportan en las columnas para cada una de las variables pre-tratamiento (filas). Las estimaciones muestran muy poca evidencia de alguna discontinuidad en el umbral de elegibilidad en estas variables. La Figura 2.4 muestra estos resultados para un sub-conjunto de características pre-tratamiento. Esta figura reporta el promedio de estas características contra el índice de pobreza estandarizado, y para cada variable se presenta el resultado predicho de las regresiones estimadas (Panel A-D). En general, las figuras indican que ninguna de las discontinuidades estimadas son estadísticamente diferentes a cero, lo cual no sugiere una clara discontinuidad en el umbral.

Una prueba adicional y más directo del supuesto de continuidad es examinar la densidad de la variable de asignación en sí mismo en el punto de discontinuidad. Si existiera manipulación de la regla de elegibilidad, por ejemplo que a algunos hogares no elegibles les fuera erróneamente asignados un índice de pobreza mayor, se esperaría un exceso de agrupamiento de hogares exactamente encima del umbral de elegibilidad. La Figura 2.5 presenta la proporción de hogares con diferentes niveles del ICC estandarizado en el entorno del umbral. Siguiendo la prueba propuesta por

McCrary (2008), el gráfico incluye la estimación de regresiones lineales locales kernel del logaritmo de la densidad de manera separada a ambos lados del umbral. Como se puede observar en el gráfico, la log-diferencia entre la frecuencia a la derecha e izquierda del umbral no es estadísticamente significativa a cero.³⁶ En síntesis, los resultados de esta sección confirman la validez del enfoque RD en este estudio.

2.7. Conclusiones

Este estudio analiza las respuestas en las decisiones laborales de los adultos al principal programa de transferencia de ingreso sujeto a verificación de medios en Uruguay, el AFAM-PE. A partir de explotar la discontinuidad en la asignación al programa basado en un índice de pobreza, se encuentra evidencia de que la asistencia social reduce el empleo formal en los adultos en hogares elegibles en el punto de discontinuidad de entre 18 % y 30 %. Aunque la evidencia sugiere un aumento en el empleo informal, los resultados son pequeños en magnitud y poco robustos. Por otro lado, no se encuentran efectos significativos del AFAM-PE sobre el empleo en su conjunto (margen extensivo e intensivo), lo cual está en línea con la evidencia más convincente en la región, y es consistente con la noción de que la población en la que se focaliza estos programas en ALC tiene muy baja elasticidad ocio-ingreso.

La evidencia sugiere que el AFAM-PE está más asociado a un efecto transición/sustitución entre tipos de empleos que a un efecto ingreso. En particular, los resultados indican que la reducción en el empleo formal está más asociado a una caída en las transiciones hacia la formalidad laboral, que a un incremento en los flujos hacia la informalidad. Esto sugiere que mientras la elegibilidad a la asistencia reduce los incentivos de los trabajadores a buscar activamente empleos formales, no provee

³⁶La estimación puntual (error estándar) para la prueba es -0.157 (0.155). El óptimo de ancho de banda y tamaño de intervalos se calcula siguiendo a McCrary (2008).

los suficientes incentivos para desalentar a los trabajadores formales a que cambien de empleo. Lo cual es consistente con el hecho de que los empleos formales además del salario, proveen de un conjunto de beneficios sociales (seguro de salud, seguro de desempleo, jubilación, etc) que son altamente valorados por los trabajadores (Levy, 2008).

Finalmente, como lo sugiere la teoría económica, se encuentra evidencia de que el efecto negativo sobre el empleo formal está fuertemente asociado a aquellos adultos en hogares que muestran mayor dependencia del AFAM-PE. Una posible explicación a este hecho, es que el AFAM-PE haya afectado en mayor medida las entradas a la formalidad de aquellos hogares con niveles persistentemente mayores de participación en la asistencia social, esto es, los hogares que fueron originalmente beneficiarios del PANES (2005-2007) y que antes del AFAM-PE ya mostraban menores tasas de empleo formal en relación a los PANES no elegibles (Amarante et al., 2011a).

Bibliografía

- [1] Alzúa, M. L., Cruces, G., Ripani, L., 2013. Welfare Programs and Labor Supply in Developing Countries. Experimental Evidence from Latin America. *Journal of Population Economics* 2(4), 1255-1284.
- [2] Amarante, V., Manacorda, M., Vigorito, A., Zerpa, M., 2011a. Social Assistance and Labor Market Outcomes: Evidence from the Uruguayan PANES. IADB. Mimeo.
- [3] Amarante, V., Ferrando, M., Vigorito, A., 2011b. School Attendance, Child Labor and Cash Transfers. An Impact Evaluation of PANES. PIERI Working Paper 2011-22, PEP.
- [4] Amarante, V., Vigorito, A., 2011c. Una propuesta para la evaluación de impacto del programa Asignaciones Familiares-Plan de Equidad y la Tarjeta Alimentaria del MIDES. FCEA-UDELAR, Montevideo.
- [5] Arim, R. , Cruces, G., Vigorito, A., 2009. Programas sociales y transferencias de ingresos en Uruguay: los beneficios no contributivos y las alternativas para su extensión. Serie de Políticas Sociales 146. Santiago: U.N. Economic Commission for Latin America and the Caribbean, Social Development Division.
- [6] Attanasio, O., Gómez, C., 2004. Evaluación del Impacto del Programa Familias

en Acción - Subsidios Condicionados de la Red de Apoyo Social. Informe Final
Línea Base. Union Temporal IFS – Econometria – SEI.

- [7] Azuara, O., Marinescu, I., 2010. Informality and the Expansion of Social Protection Programs. Evidence from Mexico. Mimeo, University of Chicago.
- [8] Baker, M., Gruber, J., Milligan, K., 2008. Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being. *Journal of Political Economy* 116(4), 709-745.
- [9] Bargain, O., Doorley, K., 2011. Caught in the Trap? Welfare's disincentive and the labor supply of single men. *Journal of Public Economics* 95, 1096–1110.
- [10] Bastagli F., 2009. From social safety net to social policy?: the role of conditional cash transfers in welfare state development in Latin America. IPC-IG Working paper, no. 60. The International Policy Centre for Inclusive Growth (IPC-IG), Brasilia, Brasil.
- [11] Ben-Shalom, Y., Moffitt, R., Scholz, J. K., 2011. An Assessment of the Effectiveness of Anti-Poverty Programs in the United States. En: Jefferson, P. (Ed.), *Oxford Handbook of the Economics of Poverty*, Oxford University Press. En prensa.
- [12] Blank, Re. M., 2006. What Did the 1990s Welfare Reforms Accomplish?. En: Auerbach, A. J., Card, D., Quigley, J. M. (Eds.), *Public Policy and the Income Distribution*, Russell Sage Foundation, New York, pp. 33-79. .
- [13] Blundell, R., MaCurdy, T., 1999. Labor supply: a review of alternative approaches. En: Ashenfelter, O., Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, Volume 3A. Elsevier Science, Amsterdam, pp. 1559–1695.

- [14] Bosh, M., Manacorda, M., 2012. Social Policies and Labor Market Outcomes in Latin America and the Caribbean: A Review of the Existing Evidence. CEP Occasional paper 32.
- [15] Bouillon, C. P., Tejerina, L. R., 2007. Do We Know What Works? A Systematic Review of Impact Evaluations of Social Programs in Latin America and the Caribbean. Working paper series.
- [16] Chetty, R., Friedman, J., Saez, E., 2012. Using Differences in Knowledge Across Neighborhoods to Uncover the Impacts of the EITC on Earnings. NBER Working Paper 18232.
- [17] Coady, D., Grosh, M., Hoddinott, J., 2004. La focalización de las transferencias en los países en desarrollo: Revisión de lecciones y experiencias. Banco Internacional de Reconstrucción y Fomento.
- [18] Edmonds, E. V., Schady, N., 2011. Poverty Alleviation and Child Labor, American Economic Journal: Economic Journal. En prensa
- [19] Eissa, N., Liebman, J. B., 1996. Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit. Quarterly Journal of Economics 111(2), 605-37.
- [20] Eissa, N., Hoynes, H., 2004. Taxes and the labor market participation of married couples: the earned income tax credit. Journal of Public Economics 88(9-10), 1931-1958.
- [21] Fiszbein, A., Schady, N. (2009). Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty. The World Bank, Washington, D.C.
- [22] Foguel, M., Paes de Barros, R., 2010. The Effects of Conditional Cash Transfer Programmes on Adult Labour Supply: An Empirical Analysis Using a Time-

- SeriesCross-Section Sample of Brazilian Municipalities. *Estudios Economicos*, 40(2), 259-293.
- [23] Francesconi, M., van der Klaauw, W., 2007. The socioeconomic consequences of “in-work” benefit reform for British lone mothers, *Journal of Human Resources* 42(1), 1–31.
- [24] Galasso, E., Ravallion, M., 2004. Social Protection in a Crisis: Argentina’s Plan Jefes y Jefas. *World Bank Economic Review* 18 (3).
- [25] Garganta, S., Gasparini, L. 2012. El Impacto de un Programa Social sobre la Informalidad Laboral: El Caso de la AUH en Argentina. Documento de Trabajo del CEDLAS 133, UNLP.
- [26] Gasparini, L., Haimovich, F., Olivieri, S., 2009. Labor informality bias of a poverty-alleviation program in Argentina. *Journal of Applied Economics* 12(2), 181–205.
- [27] Gonzalez-Rozada, M., Pinto, F. L., 2011. The effects of a CCT on the Labor Market: The Human Development Bonus in Ecuador, Universidad Torcuato Di Tella, Department of Economics Working Papers, 2011.
- [28] Gregg, P., Susan, H., Smith, S., 2009. Welfare Reform and Lone Parents in the UK. *Economic Journal* 119(535), F38–F65.
- [29] Grosh, M., Baker, J., 1995. Proxy means tests for targeting social programs: simulations and speculation. *Living Standards Measurement Study. Working Paper* 118. Banco Mundial.
- [30] Hahn, J., van der Klaauw, W., Todd, P., 2001. Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design. *Econometrica* 69, 201–209.

- [31] Hotz, J., Scholz, J. K., 2003. The earned income tax credit. En: Moffitt, R. (Ed.), MeansTested Transfer Programs in the United States. The University of Chicago Press and NBER, pp. 141–197.
- [32] Hoynes, H. 1996. Welfare Transfers in Two-Parent Families: Labor Supply and Welfare Participation Under AFDC-UP. *Econometrica*, 64 (2), 295–332.
- [33] Hoynes, H. 1997. Work, Welfare, and Family Structure: What Have We Learned? In *Fiscal Policy: Lessons from Economic Research*, (Eds) A. Auerbach. Camb: MIT Press.
- [34] Imbens, G., Lemieux, T., 2008. Regression discontinuity designs: a guide to practice. *Journal of Econometrics* 142 (2), 615–635.
- [35] King, E. M. y Behrman, J., 2009. Timing and Duration of Exposure in Evaluations of Social Programs. *The World Bank Research Observer* 24(1), pages 55–82.
- [36] Lee, D. S. 2008. “Randomized Experiments from Non-random Selection in U.S. House Elections.” *Journal of Econometrics*, 142(2): 675–97.
- [37] Lee, D.S., Lemieux, T., 2010. Regression discontinuity designs in Economics. *Journal of Economic Literature* 48, 281–355.
- [38] Lacroix, G., Fortin, B., 1992. Utility-Based Estimation of Labour Supply Functions in the Regular and Irregular Sectors. *Economic Journal*, 102 (415), 1407-1422.
- [39] Lemieux, T, Fortin, B., Frechette, P., 1994. The effect of taxes on labor supply in the underground economy. *The American Economic Review* 84 (1), 231–254.

- [40] Lemieux, T., Milligan, K., 2008. Incentive effects of social assistance: a regression discontinuity approach. *Journal of Econometrics* 142 (2), 807–828.
- [41] Levy, S., 2008. Good Intentions, Bad Outcomes: Social Policy, Informality and Economic Growth in Mexico. The Brookings Institute, Washington, D.C.
- [42] Maluccio, J. A., 2007. The Impact of Conditional Cash Transfers in Nicaragua on Consumption, Productive Investments, and Labor Allocation. Working Paper ESA/07-11, Agricultural Development Economics Division (ESA) at FAO.
- [43] Manacorda, M., Miguel, E., Vigorito, A., 2011. Government Transfers and Political Support. *American Economic Journal: Applied Economics* 3 (3), 1-28.
- [44] Maurizio, R., Vázquez, G., 2012. The impacts of a child allowance program on the behavior of adults in the labor market. The case of Argentina. mimeo.
- [45] Meng, L., 2013. Evaluating China's Poverty Alliviation Program: A Regression Discontinuity Approach. *Journal of Public Economics*. En prensa.
- [46] McCrary, J., 2008. Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design: a density test. *Journal of Econometrics* 142 (2), 698–714.
- [47] Moffitt, R. A., 1992. Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review. *Journal of Economic Literature* 30 (March), 1-61.
- [48] Moffitt, R. A., 2002. Welfare programs and labor supply. En: Auerbach, A., Feldstein, M. (Eds.), *Handbook of Public Economics*. North Holland, Amsterdam.
- [49] Moffitt, Robert A., 2003. The temporary assistance to needy families program:

- En: Moffitt, Robert A. (Ed.) Means-Tested Transfer Programs in the United States, pp. 291–363. University of Chicago Press, Chicago.
- [50] Parker, S. W., Skoufias, E., 2000. The impact of PROGRESA on work, leisure, and time allocation. final report, International Food Policy Research Institute (IFPRI).
- [51] Potter Gunter, S., 2012. State Earned Income Tax Credits and the Participation in Regular and Informal Work. Colby College. National Tax Journal, (en edición).
- [52] Ravallion, M., 2008. Evaluating Anti-Poverty Programs. En: Schultz, T. P., Strauss, J. A. (Eds.), Handbook of Development Economics, vol. 4. North-Holland, Amsterdam, 3049-4036.
- [53] Rawlings, L., Rubio, G., 2005. Evaluating the impact of conditional cash transfer programs. The World Bank Research Observer 20(1), pages 29–55.
- [54] Ribas P., R., Soares V., 2012. Is the effect of conditional transfers on labor supply negligible everywhere?. University of Illinois at Urban-Champaign.
- [55] Schneider, F., Enste, D. H., 2000. Shadow economies: size, causes, and consequences. Journal of Economic Literature 38 (1), 77–114.
- [56] Schneider, F., 2005. Shadow economies around the world: what do we really know?. European Journal of Political Economy 21 (3), 598–642.
- [57] Schoeni, R., Blank, R., 2000. What Has Welfare Reform Accomplished? Impacts on Welfare Participation, Employment, Income, Poverty, and Family Structure. Working Paper 7627. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

- [58] Skoufias, E., Maro, V. D., 2008. Conditional Cash Transfers, Adult Work Incentives, and Poverty. *The Journal of Development Studies*, 44(7), 935–960.
- [59] Slemrod, J., Weber, C., 2012. Evidence of the Invisible: Toward a Credibility Revolution in the Empirical Analysis of Tax Evasion and the Informal Economy. *International Tax and Public Finance*, 2012, 19 (1), 25-53.

Tablas y Figuras

Tabla 2.1: Estadísticas descriptivas de postulantes al AFAM-PE por estatus de elegibilidad.

	Panel A. toda la muestra			Panel B. en hogar no elegible			Panel C. en hogar elegible		
	Media	SD	N	Media	SD	N	Media	SD	N
<i>1. Encuesta de seguimiento</i>									
<i>1.1. Características</i>									
Edad	37.2	11.6	3589	37.9	12.3	1197	36.8	11.3	2392
Género	0.3	0.5	3587	0.3	0.5	1195	0.3	0.5	2392
Educación (años)	8.9	2.7	3567	9.2	2.7	1191	8.7	2.7	2376
Soltero	0.5	0.5	3506	0.5	0.5	1180	0.4	0.5	2326
Montevideo	0.3	0.5	3585	0.4	0.5	1195	0.3	0.5	2390
Afro-americano	0.1	0.3	3325	0.1	0.3	1127	0.1	0.3	2198
Nº miembros del hogar	3.5	1.3	2105	3.4	1.3	693	3.6	1.3	1412
Edad promedio del hogar	39.2	8.9	2105	40.5	8.4	693	38.6	9.1	1412
Educ. promedio del hogar	8.7	2.3	2100	8.9	2.4	693	8.6	2.3	1407
<i>1.2. Resultados</i>									
Participación	0.8	0.4	3589	0.8	0.4	1197	0.8	0.4	2392
Empleo	0.7	0.4	3589	0.8	0.4	1197	0.7	0.4	2392
Empleo informal	0.4	0.5	3536	0.5	0.5	1183	0.4	0.5	2353
Empleo formal	0.3	0.5	3536	0.2	0.4	1183	0.3	0.5	2353
Horas trab (h≥0)	29.3	22.4	3188	31.7	21.9	1099	28.0	22.6	2089
Horas trab (h>0)	37.6	18.3	2485	39.3	17.2	885	36.6	18.8	1600
Ingreso per cápita (hogar)	3643.3	3231.8	2105	5305.4	4253.8	693	2827.6	2162.7	1412
<i>1. Línea de base</i>									
<i>1.1. Características</i>									
Edad	36.3	11.8	3588	36.6	12.4	1197	36.1	11.5	2391
Sexo	0.3	0.5	3587	0.3	0.5	1196	0.3	0.5	2391
Educación (años)	7.7	3.1	3588	7.8	3.2	1196	7.6	3.1	2392
Montevideo	0.3	0.5	3589	0.39	0.5	1197	0.29	0.5	2392
Género del postulante	0.1	0.3	2100	0.22	0.4	693	0.05	0.2	1407
Nº miembros del hogar	3.5	1.2	2105	3.4	1.1	693	3.5	1.2	1412
Edad promedio del hogar	38.8	9.2	2105	39.8	8.7	693	38.3	9.4	1412
Educ. promedio del hogar	7.7	2.5	2105	7.8	2.5	693	7.6	2.4	1412
<i>1.2. Resultados</i>									
Participación	0.7	0.4	3581	0.7	0.4	1194	0.7	0.4	2387
Empleo	0.5	0.5	3581	0.5	0.5	1194	0.5	0.5	2387
Empleo informal	0.4	0.5	3581	0.4	0.5	1194	0.4	0.5	2387
Empleo formal	0.1	0.3	3581	0.1	0.3	1194	0.1	0.3	2387
Ingreso per cápita (hogar)	1222.0	1002.6	2105	1419.0	1211.6	693	1125.3	866.4	1412

Notas: Elegible es una indicadora igual a uno si el ICC del hogar supera el umbral de elegibilidad. La muestra incluye individuos entre 18 y 65 años de edad. “SD” refiere a desvío estándar mientras que “N” a número de observaciones.

Tabla 2.2: Estimaciones RD del efecto del AFAM-PE sobre los resultados del mercado de trabajo, participación en el programa.

Variable dependiente	Media no elegibles	Sin controles				Con controles				N
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
Participó alguna vez AFAM-PE (2008-2012)	0.023	0.9784*** [0.005]	0.9810*** [0.006]	0.9843*** [0.010]	0.9840*** [0.009]	0.9770*** [0.006]	0.9794*** [0.006]	0.9828*** [0.010]	0.9822*** [0.009]	2,105
Empleo	0.77	-0.0482** [0.021]	-0.0647* [0.033]	-0.0462 [0.037]	-0.0395 [0.041]	-0.0527** [0.021]	-0.0754** [0.032]	-0.0492 [0.036]	-0.0403 [0.040]	3,589
Empleo formal	0.53	-0.1188*** [0.027]	-0.1731*** [0.039]	-0.1186*** [0.045]	-0.0968** [0.048]	-0.1219*** [0.027]	-0.1799*** [0.039]	-0.1198*** [0.044]	-0.0971** [0.048]	3,536
Empleo informal	0.24	0.0687*** [0.023]	0.1070*** [0.036]	0.0715* [0.040]	0.0562 [0.045]	0.0677*** [0.023]	0.1037*** [0.036]	0.0706* [0.040]	0.0546 [0.045]	3,536
Horas trab (h>0)	39.31	-1.7424* [0.985]	0.6936 [1.620]	0.7173 [1.791]	-0.1564 [2.030]	-2.0838** [0.971]	0.0078 [1.602]	0.3689 [1.782]	-0.2356 [1.995]	2,485
Especificación polinómica para el índice de pobreza		No	Lineal	Cuadrático	Cubica	No	Lineal	Cuadrático	Cubica	

Notas: La tabla reporta las estimaciones del efecto de ser elegible al AFAM-PE sobre participar en el programa (fila 1) y los resultados del mercado de trabajo (fila 2 a 5). Elegible es una indicadora igual a uno si el ICC del hogar supera el umbral de elegibilidad. La muestra incluye individuos entre 18 y 64 años de edad. Las regresiones son estimadas para un modelo lineal de probabilidad. Las columnas 1 a 4 (en orden) incluyen polinomios del ICC estandarizado de grado 0, 1, 2 y 3. Las columnas 5 a 8 también incluyen controles pre-tratamiento: género, edad (5 categorías), educación (4 categorías), jefe de hogar, indicadoras separadas para valores *missing* en cada variable, y una indicadora de si el hogar fue encuestado en el Campo 1 o 2 (esta variable se incluye en todas las regresiones). Los errores estándar (en paréntesis rectos) corresponden a *clusters* por ICC estandarizado. Las medias de las variables dependientes corresponden al grupo de adultos en hogares no elegibles al programa.

* significativo al 10 %; ** significativo al 5 %; *** significativo al 1 %.

Tabla 2.3: Estimaciones RD del efecto del AFAM-PE sobre los resultados del mercado de trabajo, participación en el programa.

Variable dependiente	Media no elegibles	Sin controles		Con controles		N
		(1)	(2)	(3)	(4)	
Participó alguna vez AFAM-PE (2008-2012)	0.023	0.9874*** [0.014]	0.9808*** [0.022]	0.9848*** [0.014]	0.9788*** [0.022]	2,105
Empleo	0.77	-0.0511 [0.035]	-0.0457 [0.050]	-0.0584* [0.034]	-0.0481 [0.047]	3,589
Empleo formal	0.53	-0.1372*** [0.043]	-0.1110* [0.060]	-0.1404*** [0.043]	-0.1097* [0.058]	3,536
Empleo informal	0.24	0.0849** [0.039]	0.0628 [0.055]	0.0823** [0.039]	0.0585 [0.055]	3,536
Horas trab (h>0)	39.31	0.9770 [1.702]	-0.6815 [2.430]	0.5774 [1.687]	-0.2920 [2.359]	2,485
Spline		Lineal	Cuadrática	Lineal	Cuadrática	

Notas: La tabla reporta las estimaciones del efecto de ser elegible al AFAM-PE sobre participar en el programa (fila 1) y los resultados del mercado de trabajo (fila 2 a 5). Elegible es una indicadora igual a uno si el ICC del hogar supera el umbral de elegibilidad. La muestra incluye individuos entre 18 y 64 años de edad. Las regresiones son estimadas para un modelo lineal de probabilidad. Las columnas 1 y 2 (en orden) incluyen polinomios del ICC estandarizado de grado 1 y 2 y estos polinomios interactuados por la indicadora de elegibilidad. Las columnas 3 y 4 también incluyen controles pre-tratamiento: género, edad (5 categorías), educación (4 categorías), jefe de hogar, indicadoras separadas para valores *missing* en cada variable, y una indicadora de si el hogar fue encuestado en el Campo 1 o 2 (esta variable se incluye en todas las regresiones). Los errores estándar (en paréntesis rectos) corresponden a *clusters* por ICC estandarizado. Las medias de las variables dependientes corresponden al grupo de adultos en hogares no elegibles al programa.

* significativo al 10 %; ** significativo al 5 %; *** significativo al 1 %.

Tabla 2.4: Estimaciones RD del efecto del AFAM-PE sobre las transiciones en el mercado de trabajo.

Variables dependientes (t1)	No empleo	Empleo formal	Empleo informal	No empleo	Empleo formal	Empleo informal
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Elegible	0.0642 [0.053]	-0.0373 [0.073]	0.1517*** [0.055]	0.0657 [0.052]	-0.0444 [0.072]	0.1526*** [0.055]
Elegible*Formal (t0)	-0.0451 [0.038]		-0.1347*** [0.044]	-0.0355 [0.038]		-0.1389*** [0.045]
Elegible*Informal (t0)	-0.0261 [0.031]	-0.1538*** [0.051]		-0.0232 [0.030]	-0.1516*** [0.051]	
Elegible*No empleado (t0)		-0.0568 [0.049]	-0.1265*** [0.035]		-0.0460 [0.049]	
<i>N</i>	3,581	3,528	3,528	3,581	3,528	3,528
<i>Controles</i>	No	No	No	Si	Si	Si

Notas: La tabla reporta las estimaciones del efecto de ser elegible al AFAM-PE sobre las transiciones en el mercado de trabajo. Los resultados se obtienen a partir de estimar modelos de probabilidad lineal de transiciones en los estados del mercado de trabajo (empleo formal, empleo informal, no empleo) condicional al estatus pasado de empleo Y_{it-1} , para la muestra de individuos entre 18 y 64 años de edad. Para cada estatus del mercado de trabajo en t se estima una regresión separada (columnas). Las filas reportan los coeficientes de interés: Elegible (indicadora igual a uno si el ICC del hogar supera el umbral de elegibilidad) y la interacción de esta variable con indicadoras del estatus laboral en $t-1$. Las columnas 1 a 3 (en orden) incluyen polinomios del ICC estandarizado de grado 2 y estos polinomios interactuados por la indicadora de elegibilidad. Las columnas 4 a 6 también incluyen controles pre-tratamiento: género, edad (5 categorías), educación (4 categorías), jefe de hogar, indicadoras separadas para valores *missing* en cada variable, y una indicadora de si el hogar fue encuestado en el Campo 1 o 2 (esta variable se incluye en todas las regresiones). Los errores estándar (en paréntesis rectos) corresponden a *clusters* por ICC estandarizado. Las medias de las variables dependientes corresponden al grupo de adultos en hogares no elegibles al programa.

* significativo al 10 %; ** significativo al 5 %; *** significativo al 1 %.

Tabla 2.5: Duración en el AFAM-PE, frecuencias según postulante AFAM-PE y PANES.

Meses en AFAM -PE	Postuló al AFAM-PE (%)	Postuló a PANES (%)
	(1)	(2)
0 meses	33.35	21.92
[1 - 12]	0.72	0.25
[13 - 24]	13.62	6.6
[25 - 36]	31.6	29.76
[36 -51]	20.7	41.47
<i>N</i>	3589	803

Notas: La columna “Meses en AFAM-PE” indica el rango de meses (en paréntesis rectos) por el cual el hogar recibió la transferencia por algún miembro beneficiario del programa. La columna “Postuló al AFAM-PE” (“Postuló al PANES”) indica el porcentaje de hogares postulantes al AFAM-PE (PANES) que recibieron el beneficio para cada rango de meses de duración en el programa. “N” refiere al número total de observaciones.

Tabla 2.6: Resultados del mercado de trabajo y tiempo de duración en el AFAM-PE.

	Empleo	Empleo formal	Empleo informal	Horas trab (h>0)
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Panel A - Modelo base</i>				
β [Elegible 1 - 24 meses]	-0.0031 [0.051]	-0.0380 [0.062]	0.0335 [0.058]	0.5029 [2.605]
β [Elegible 25 - 36 meses]	-0.0563 [0.049]	-0.1318** [0.059]	0.0712 [0.056]	-0.6894 [2.370]
β [Elegible 37 - 51 meses]	-0.0440 [0.051]	-0.1171* [0.062]	0.0691 [0.059]	-0.9655 [2.526]
<i>Panel B - Incluye año de entrada al AFAM-PE</i>				
β [Elegible 1 - 24 meses]	-0.1007 [0.080]	-0.1610* [0.089]	0.0562 [0.095]	-1.7215 [3.722]
β [Elegible 25 - 36 meses]	-0.1351* [0.079]	-0.2472*** [0.089]	0.1070 [0.095]	-2.6233 [3.643]
β [Elegible 37 - 51 meses]	-0.1069 [0.080]	-0.2444*** [0.092]	0.1348 [0.096]	-1.1853 [3.737]
<i>Panel B - Incluye interacción PANES x Exposición</i>				
β [Elegible 1 - 24 meses]	0.0030 [0.051]	-0.0367 [0.062]	0.0375 [0.058]	0.3137 [2.668]
β [Elegible 25 - 36 meses]	-0.0583 [0.049]	-0.1307** [0.059]	0.0686 [0.056]	-0.9545 [2.411]
β [Elegible 37 - 51 meses]	-0.0388 [0.053]	-0.0575 [0.063]	0.0160 [0.060]	0.2492 [2.600]
N	3,589	3,536	3,536	2,485
Media no elegibles	0.77	0.24	0.53	39.31

Notas: La tabla reporta las estimaciones del efecto del tiempo de duración en el AFAM-PE sobre los resultados del mercado de trabajo. Los resultados se obtienen a partir de estimar modelos de probabilidad lineal para la muestra de individuos entre 18 y 64 años de edad. Las filas reportan los coeficientes de interés: interacción de Elegible (indicadora igual a uno si el ICC del hogar supera el umbral de elegibilidad) con indicadores de tiempo de exposición al programa (1 mes – 24 meses; 25 meses – 36 meses; 36 meses– 51 meses). Las regresiones incluyen polinomios del ICC estandarizado de grado 2 y estos polinomios interactuados por la indicadora de elegibilidad. También incluyen controles pre-tratamiento: género, edad (5 categorías), educación (4 categorías), jefe de hogar, indicadoras separadas para valores *missing* en cada variable, y una indicadora de si el hogar fue encuestado en el Campo 1 o 2 (esta variable se incluye en todas las regresiones). Los errores estándar (en paréntesis rectos) corresponden a *clusters* por ICC estandarizado. El Panel B incluye también indicadoras para el año de entrada del hogar al AFAM-PE, mientras que el Panel C incluye una indicadora si el hogar postuló al PANES y su interacción con las indicadoras del tiempo de exposición. Las medias de las variables dependientes corresponden al grupo de adultos en hogares no elegibles al programa.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1 %.

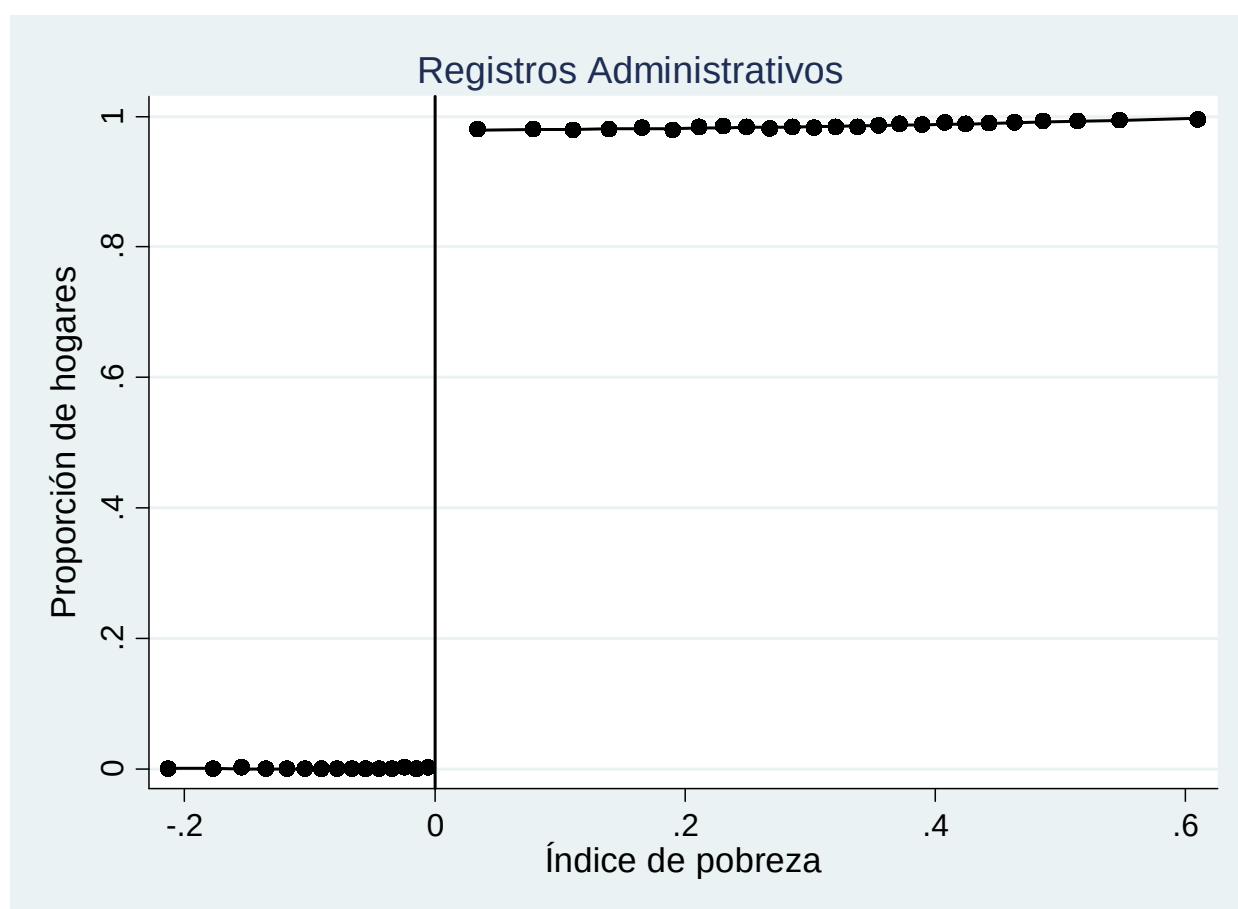
Tabla 2.7: Continuidad de las variables pre-tratamiento (línea de base).
Estimaciones RD. Adultos entre 18 y 64 años de edad.

Variable dependiente	Media no elegibles	Coeficiente	<i>N</i>
Empleo	0.49	-0.0019 [0.054]	3,581
Empleo Formal	0.09	0.0794 [0.055]	3,581
Empleo Informal	0.39	-0.0812 [0.056]	3,581
Ingreso per cápita (hogar)	1419.02	-226.0527 [185.239]	2,105
Edad	36.57	-0.7315 [0.982]	3,588
Género	0.35	-0.0306 [0.040]	3,587
Educación (años)	7.84	-0.6383* [0.383]	3,588
Montevideo	0.39	0.0106 [0.097]	3,589
Jefe de hogar	0.54	0.0365 [0.043]	3,589
Nº miembros del hogar	3.38	0.0007 [0.190]	2,105
Edad promedio del hogar	39.78	-1.5194 [1.215]	2,105

Notas: La tabla reporta las estimaciones del efecto de ser elegible al AFAM-PE sobre varias variables pre-tratamiento individuales y del hogar (filas). Elegible es una indicadora igual a uno si el ICC del hogar supera el umbral de elegibilidad. La muestra incluye individuos entre 18 y 64 años de edad. Las regresiones son estimadas para un modelo lineal de probabilidad. Las regresiones incluyen polinomios del ICC estandarizado de grado 2 y estos polinomios interactuados por la indicadora de elegibilidad, y una indicadora de si el hogar fue encuestado en el Campo 1 o 2 (esta variable se incluye en todas las regresiones). Los errores estándar (en paréntesis rectos) corresponden a *clusters* por ICC estandarizado. Las medias de las variables dependientes corresponden al grupo de adultos en hogares no elegibles al programa.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Figura 2.1: Elegibilidad y Participación al AFAM-PE



Nota: La figura reporta la proporción de hogares que participan del AFAM-PE como función del ICC estandarizado. Se grafica los valores predichos de un modelo lineal en cada lado del umbral de elegibilidad.

Figura 2.2: Línea de tiempo del AFAM-PE y recolección de datos

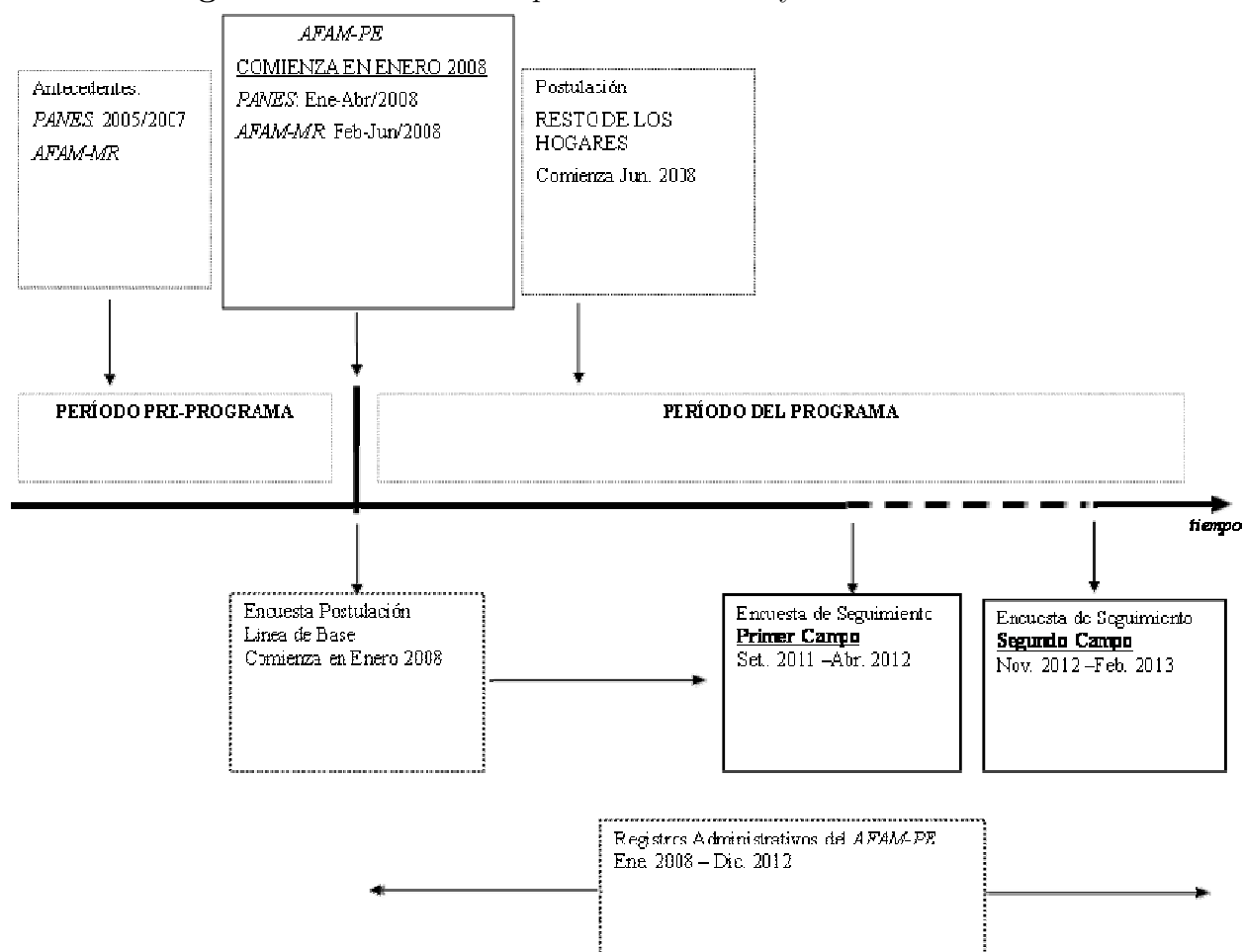
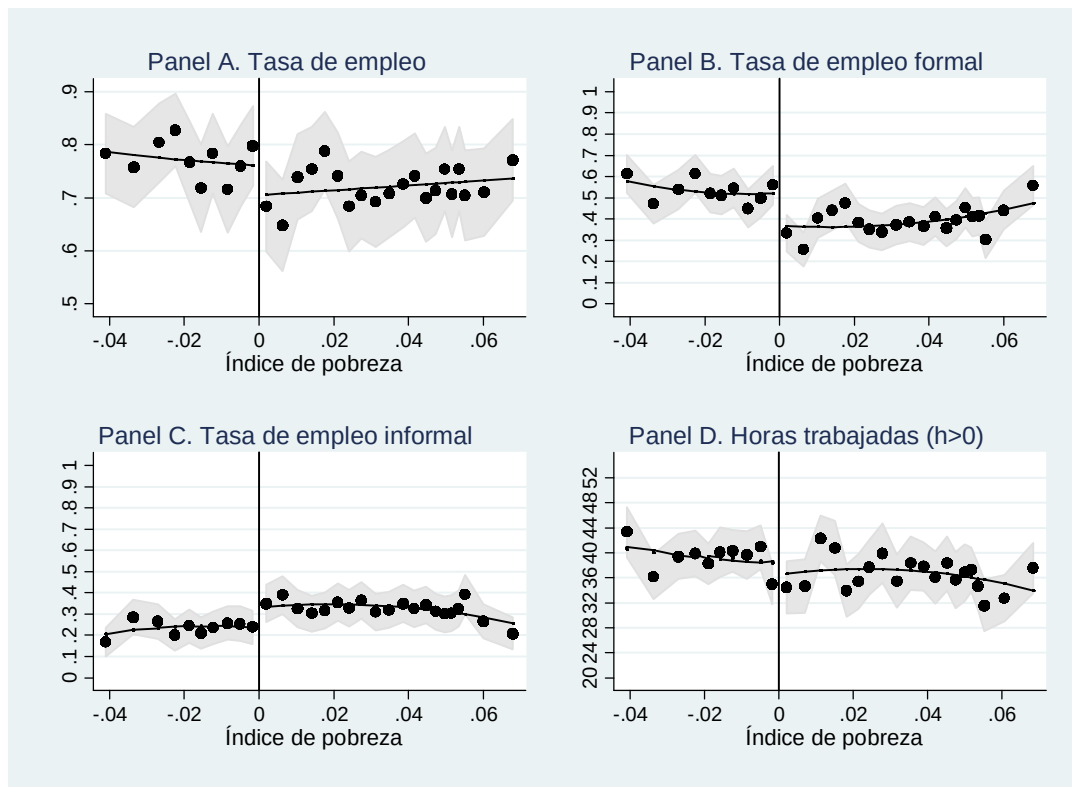
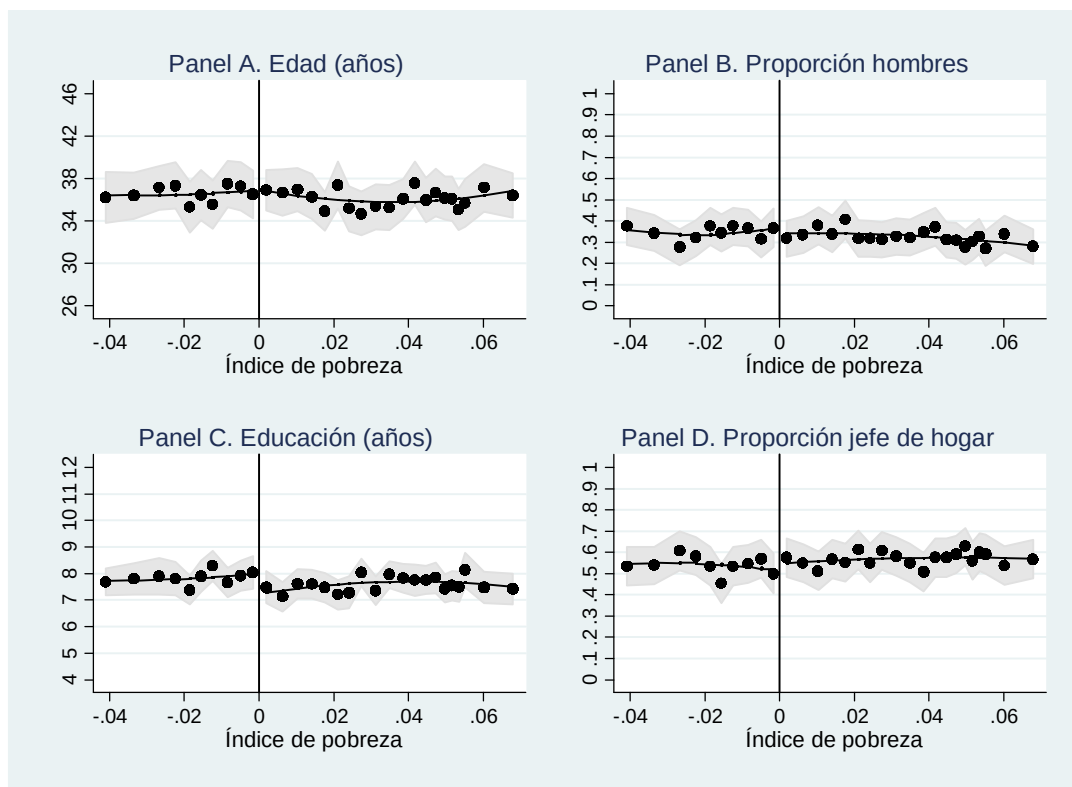


Figura 2.3: Gráficos RD: resultados del mercado de trabajo



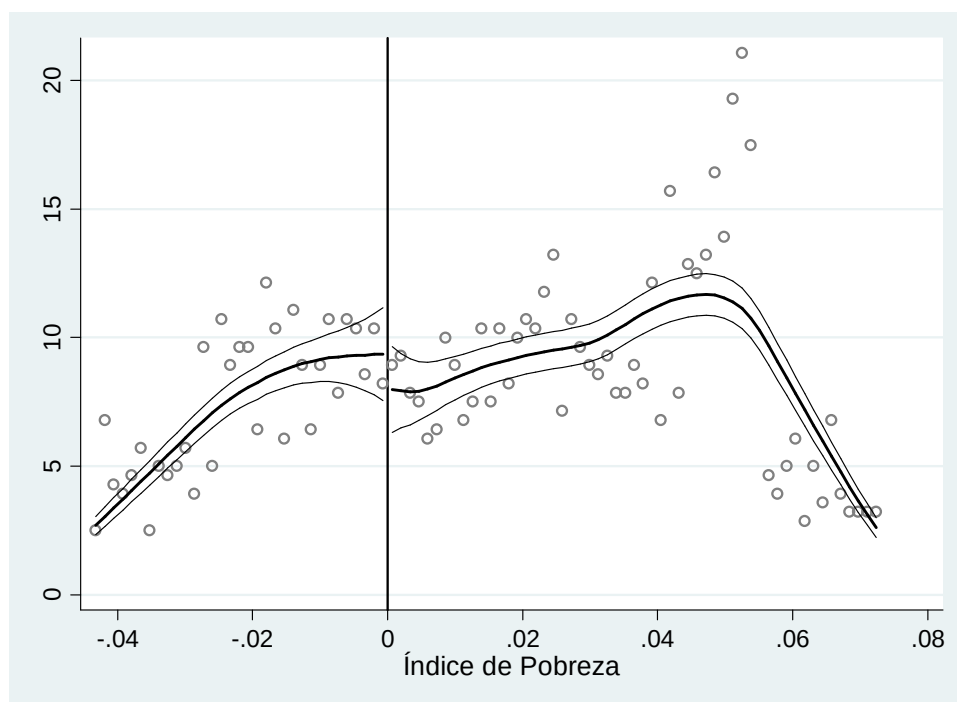
Note: Las figuras reportan el valor promedio de los resultados del mercado de trabajo como función del ICC estandarizado. Se grafican los valores predichos de un modelo *spline* cuadrático en cada lado del umbral.

Figura 2.4: Gráficos RD: características socioeconómicas de la línea de base



Nota: Las figuras reportan el valor promedio de las características pre-tratamiento como función del ICC estandarizado. Se grafican los valores predichos de un modelo *spline* cuadrático en cada lado del umbral.

Figura 2.5: Distribución del Índice de Pobreza estandarizado (ICC)



Note: as figuras reportan la densidad del ICC estandarizado utilizado para la elegibilidad al AFAM-PE en el entorno del punto de discontinuidad. La estimación puntual (error estándar) para el test es -0.157 (0.155). El óptimo de ancho de banda y tamaño de intervalos se calcula siguiendo a McCrary (2008).

Apéndice: Tablas

Tabla A.1: Estadísticas descriptivas de postulantes al AFAM-PE por estatus de elegibilidad.

	Panel A. Campo 1			Panel B. Campo 2			Panel C. Diff. Campo 1 y 2		
	Media	SD	N	Media	SD	N	Coeff.	Estad. <i>t</i>	P-value
<i>1. Encuesta de seguimiento</i>									
<i>1.1. Características</i>									
Edad	37.9	12.0	503	37.9	12.5	694	-0.02	0.0	0.975
Género	0.3	0.5	503	0.3	0.5	692	0.00	-0.1	0.928
Educación (años)	9.1	2.7	503	9.3	2.8	688	-0.21	-1.3	0.190
Soltero	0.5	0.5	495	0.5	0.5	685	-0.04	-1.5	0.131
Montevideo	0.2	0.4	503	0.5	0.5	692	-0.24	-8.8	0.000
Nº miembros del hogar	3.4	1.2	295	3.4	1.3	398	-0.08	-0.9	0.384
Edad promedio del hogar	40.0	8.5	295	40.8	8.3	398	-0.81	-1.3	0.207
Educ. promedio del hogar	8.9	2.4	295	8.9	2.4	398	-0.05	-0.3	0.796
<i>1. Línea de base</i>									
<i>1.1. Características</i>									
Edad	37.3	12.3	503	36.0	12.5	694	1.31	1.8	0.071
Sexo	0.3	0.5	502	0.3	0.5	694	0.00	0.2	0.880
Educación (años)	7.7	3.3	503	8.0	3.2	693	-0.32	-1.7	0.088
Montevideo	0.2	0.4	503	0.49	0.5	694	-0.24	-8.8	0.000
Género del postulante	0.2	0.4	295	0.22	0.4	398	0.01	0.2	0.810
Nº miembros del hogar	3.4	1.1	295	3.3	1.1	398	0.04	0.4	0.672
Edad promedio del hogar	39.7	8.9	295	39.9	8.5	398	-0.19	-0.3	0.781
Educ. promedio del hogar	7.6	2.6	295	8.0	2.5	398	-0.35	-1.8	0.078
<i>1.2. Resultados</i>									
Participación	0.7	0.4	501	0.7	0.5	693	0.04	1.6	0.102
Empleo	0.5	0.5	501	0.5	0.5	693	0.03	0.9	0.371
Empleo informal	0.4	0.5	501	0.4	0.5	693	0.02	0.7	0.456
Empleo formal	0.1	0.3	501	0.1	0.3	693	0.00	0.3	0.774

Notas: “Campo 1” y “Campo 2” refieren . La muestra incluye individuos entre 18 y 65 años de edad. “SD” refiere a desvío estándar. “N” al número de observaciones, “Coeff.” al valor de la estimación puntual de las diferencias de medias, “Estad. *t*” es el valor del estadístico *t-student* de la prueba de hipótesis, y “P-value” es la probabilidad de haber obtenido el resultado (el estadístico de diferencia de medias) bajo el supuesto de que la hipótesis nula es cierta.

3 Beneficios contributivos, empleo registrado y subdeclaración de ingresos. Efectos de la expansión del seguro de salud

Resumen

El estudio explota una expansión a gran escala en el sistema de beneficios sociales en Uruguay en 2008, que permitió el acceso al seguro de salud a los hijos de los trabajadores registrados, para analizar si las políticas de seguridad social pueden servir como un incentivo a que los individuos tomen empleos registrados o alteren sus reportes de ingresos a las autoridades fiscales. A partir de un *pool* de datos de corte transversal de encuestas continuas de hogares, y de un enfoque de diferencias en diferencias que compara individuos con y sin hijos menores a 18 años antes y después de la política, se analiza el impacto de la extensión del seguro de salud sobre las decisiones de empleo y subdeclaración de ingresos laborales. Los resultados indican que la proporción de adultos con hijos en empleo registrado por 25 horas o más semanales, aumentó 1.6 puntos porcentuales (5 % en relación al promedio pre-política). Esta respuesta parece estar explicada principalmente por un aumento

en la participación laboral más que por transiciones entre empleos registrados y no registrados o cambios en el margen intensivo del empleo registrado. Las estimaciones sugieren que los padres solteros y aquellos cuyas parejas no tienen un estatus de empleo que permite el acceso al nuevo beneficio, son quienes muestran mayor respuesta a la reforma. Se encuentra que el nuevo beneficio incrementa la probabilidad de subdeclaración de ingresos salariales entre los adultos con hijos en empleos registrados en casi 4 puntos porcentuales, en particular en firmas pequeñas. Este cambio en el comportamiento de evasión es consistente con los incentivos que surgen del aumento en las contribuciones sociales para financiar el beneficio, o el costo total (para firma y empleado) en impuestos al trabajo por quienes se registran debido a la reforma.

Palabras clave: beneficios sociales, oferta laboral y empleo registrado, subdeclaración de ingresos, Uruguay.

3.1. Introducción

Una parte importante de la investigación en economía pública y laboral ha prestado atención a cómo los programas de bienestar afectan los incentivos en el mercado de trabajo. La mayoría de la literatura empírica se ha enfocado en las respuestas sobre la oferta laboral a los beneficios de la seguridad social (véase la revisión de Krueger y Meyer, 2002) y la asistencia social (véase la revisión de Blundell et al., 1999; Moffitt, 2003; Eissa y Hoynes, 2006). Sin embargo, la respuesta a las políticas sociales sobre otros márgenes como el empleo registrado y la subdeclaración de ingresos (por ejemplo, para evadir contribuciones sociales) ha recibido menos atención de los estudios empíricos. Qué lleva a las firmas y empleados a registrarse en el sistema formal y declarar sus verdaderos ingresos es una pregunta de primer orden en finanzas públicas. Para los países en desarrollo y de ingreso medio, esta cuestión es importante debido a los altos niveles de no cumplimiento con las autoridades fiscales, débil regulación y monitoreo, y bajos niveles de cobertura de la seguridad social; pero también es importante para economías desarrolladas con sectores en “negro” cuyo tamaño es pequeño, pero no despreciable (Schneider y Enste, 2000; Schneider, 2005). Mayor empleo registrado e ingresos en “blanco” debería generar más y mejor acceso a los beneficios de la seguridad social de los trabajadores y sus familias. Adicionalmente, mayor reporte de ingresos y menor empleo informal debería resultar en medidas de performance de la economía que guían las políticas macro-económicas y las políticas sociales. Es más, como sugiere literatura reciente, una reducción en el no cumplimiento con las instituciones públicas quizás permita abordar distorsiones en los mercados que limitan el crecimiento económico y el desarrollo, principalmente en países no desarrollados (La Porta y Shleifer, 2008; Levy 2008).

Este estudio se suma a esta literatura a partir de explorar si las políticas de seguridad social pueden servir como un incentivo para que los individuos tomen

empleos registrados o alteren sus reportes de ingresos a las autoridades fiscales. Esta pregunta se aborda empíricamente a través de explotar un cambio de gran escala en el sistema de seguridad social en Uruguay que expande la cobertura del beneficio de seguro de salud vinculado al empleo formal. La expansión consiste en la inclusión de los hijos de trabajadores en la cobertura del seguro de salud (beneficio social contributivo), si el empleado trabaja al menos 25 horas por semana en un empleo registrado ante la institución de seguridad social. La estrategia de identificación se basa en el hecho de que los adultos sin hijos no fueron elegibles para la extensión del beneficio, de tal manera que el impacto puede ser estimado a partir de un enfoque de diferencias en diferencias, comparando las respuestas en el mercado de trabajo de los adultos con y sin hijos antes y después de la reforma.

Uruguay tienen uno de los sistema de seguridad social más desarrollados en América Latina, donde el acceso a beneficios sociales están básicamente vinculados al empleo registrado. En particular, la elegibilidad para el seguro de salud requiere que los trabajadores estén registrados con la administración de seguridad social, paguen contribuciones sociales y trabajen 25 o más horas por semana. Hasta 2007, este beneficio era individual y no incluía a la familia del empleado registrado. En un esfuerzo por mejorar la cobertura y el financiamiento del sistema de seguro de salud, en diciembre de 2007, el gobierno Uruguayo aprobó una ley que reformó este sistema. Uno de los cambios más importantes es que el seguro de salud pasó a cubrir también a los menores de 18 años a cargo del trabajador. Para ganar la cobertura para sus hijos, los individuos deben de trabajar en un empleo que de acceso al beneficio, esto es, trabajar 25 o más horas en un empleo registrado. A consecuencia de la reforma, también se incrementaron las contribuciones sociales sobre los ingresos nominales de los trabajadores, con el objetivo de financiar parte de la mejora en la cobertura de este beneficio.

Para algunos padres, la reforma probablemente introdujo incentivos a moverse hacia empleos que dan acceso a la cobertura de salud a sus hijos, a través de un proveedor privado de salud. En particular, el beneficio implica incentivos adicionales para aquellos que estaban fuera del mercado de trabajo a que tomen un empleo registrado por al menos 25 horas semanales; para aquellos en empleos no registrados a que se formalicen trabajando 25 o más horas semanales; y para aquellos ya registrados pero trabajando menos de 25 horas a que aumenten sus horas declaradas de trabajo al menos a 25 horas. Considerar estos diferentes canales no es sólo relevante para entender los incentivos de la expansión del seguro de salud sobre el comportamiento laboral, sino también en términos del diseño de futuras políticas de seguridad social.

A partir de un *pool* de datos de corte transversal de encuestas continuas de hogares, las estimaciones de diferencias en diferencias sugieren que la extensión de este beneficio social tuvo un impacto significativo sobre el empleo. Específicamente, la proporción de individuos en empleo registrado por 25 horas o más semanales aumentó 1.6 puntos porcentuales, aproximadamente 5 % más en relación al promedio antes de la reforma. La evidencia sugiere que en promedio los ajustes en el comportamiento del mercado de trabajo parecen haber tenido lugar principalmente desde el no empleo (margen extensivo), más que por cambios en el número horas dentro de empleos registrados o cambios entre tipos de empleo (transiciones entre empleos formales e informales). Para los padres solteros cuyas respuestas no depende de los arreglos laborales dentro del hogar, el impacto de la reforma en el empleo registrado por 25 horas o más fue más importante en relación al promedio de los adultos, y parece estar asociado tanto a un aumento en la participación como a un efecto sustitución entre empleos no registrados y registrados. Adicionalmente, las estimaciones sugieren que para hogares con adultos en pareja la respuesta al nuevo beneficio de-

pende del estatus laboral del compañero. Esto es, aquellos adultos cuyas parejas no se encontraban en un estatus laboral que diera acceso al seguro de salud para sus hijos, aumentaron su oferta laboral en la forma de empleo registrado en 25 horas semanales o más.

Adicionalmente a las respuestas en la oferta laboral, la reforma quizás afectó un margen adicional en el mercado de trabajo: la subdeclaración de ingresos laborales para evadir parte de las contribuciones sociales a la administración de seguridad social. La extensión del seguro de salud quizás afectó esta forma de no cumplimiento con las autoridades fiscales debido a la mayor tasa de aportes (de 3 % a 6 %), y a hecho de que aquellos que toman un empleo registrado tienen que enfrentar al costo de las contribuciones sociales por toda la canasta de beneficios (más del 30 % del ingreso laboral nominal). A partir de una fuente única de información a nivel individual - la encuesta de hogares en Uruguay pregunta directamente al empleado registrado si realiza o no contribuciones por el total de su salario; y utilizando la variación exógena que surge del cambio de política, este estudio analiza cómo los individuos con hijos responden en este margen de evasión. Las estimaciones sugieren que el nuevo beneficio incrementa la probabilidad de subdeclaración de ingresos salariales entre los adultos con hijos en empleos registrados en casi 4 puntos porcentuales, y que esta respuesta está básicamente asociada a aquellos que trabajan en firmas pequeñas.

Este estudio contribuye a la literatura de oferta laboral, programas de beneficios sociales y de evasión impositiva en varios sentidos. En primer lugar, explora cómo los individuos reaccionan a las políticas de seguridad social sobre el empleo registrado y no registrado, y no sólo sobre la participación (u horas trabajadas), margen que tradicionalmente ha sido analizado en la literatura empírica (Ben-Shalom, Moffitt, Scholz, 2011). Este estudio está relacionado con trabajos recientes acerca del efecto

de beneficios sociales vinculados al empleo, como el Earned Income Tax Credits (EITC) en Estados Unidos, sobre el empleo formal (Potter Gunter, 2012). Debido a que el EITC subsidia únicamente al empleo registrado, esto induce a que los individuos en hogares de bajos ingresos sustituyan horas de empleos informales por empleos formales. Un argumento análogo es utilizado en este trabajo, dado que el beneficio adicional introducido por la reforma está únicamente disponible a través de empleos registrados, este quizás genera incentivos sobre los individuos a tomar empleos que cumplen con las regulaciones de la seguridad social e instituciones fiscales.

Segundo, este trabajo provee de evidencia que los individuos responden al cambio de política en un margen adicional de no cumplimiento, a través de mayor subdeclaración de ingresos salariales. Mientras que la literatura de evasión impositiva se ha enfocado en la subdeclaración de ingresos auto-declarados, en Uruguay (al igual que en la mayoría de los países en desarrollo) únicamente los empleadores reportan los ingresos de los trabajadores dependientes, y pagan (o retienen) los impuestos a la autoridades fiscal.

¹ Este resultado se suma a la escasa evidencia disponible que muestra que la subdeclaración de ingresos en empleos registrados también responde a los cambios en los beneficios sociales. Este trabajo complementa estos estudios en dos sentidos. Por un lado, en lugar de basarse en evidencia indirecta a través de comparaciones de ingresos o gastos entre hogares (Tonin, 2011), o entre distribuciones de ingresos de fuentes de información distinta (Kumler et al., 2013), los resultados en este estudio surgen de información reportada directamente por los

¹La literatura empírica sobre esta forma de evasión es escasa, en parte debido a la falta de acceso a información a nivel micro sobre los reportes de salarios por parte del empleado o empleador. Una razón adicional podría ser el hecho de que en los países desarrollados la subdeclaración de ingresos salariales no es un problema significativo, debido principalmente a que los reportes de nóminas de las empresas a las instituciones impositivas son efectivas para reducir la posibilidad de evasión, tal como lo sugiere la literatura de derecho impositivo (p.ej., Shaw et al., 2009) y los estudios empíricos (p.ej., Kleven et al., 2011).

trabajadores acerca de si en su empleo se declara o no la totalidad de sus ingresos laborales. Por otra parte, el análisis también distingue el impacto de la reforma sobre este margen por tamaño de la empresa. Los resultados confirman las predicciones de modelos teóricos recientes (Kleven et al., 2009), y refuerza la escasa evidencia empírica disponible para otros países, como Estados Unidos (Chetty et al., 2012). El resultado de ajustes en el empleo “en negro” y en la subdeclaración de los ingresos salariales como consecuencia de la reforma, extiende el rango de evidencia disponible sobre evasión impositiva (Slemrod y Weber, 2012), y contribuye a la literatura que intenta distinguir las respuestas en este margen de aquellas respuestas “reales” de comportamiento ante cambios de política (Saez, Slemrod y Giertz, 2012).

Finalmente, este trabajo ofrece una de las primeras estimaciones de las respuestas en el mercado de trabajo a los beneficios de la seguridad social en América Latina. La revisión de Bosch y Manacorda (2012) da cuenta de una relativamente amplia literatura empírica sobre el impacto de los programas no contributivos (como las transferencias de ingresos condicionales) sobre la oferta de trabajo, pero señalan la escasa evidencia sobre programas sociales vinculados al empleo registrados en la región. Los resultados encontrados también van en línea con reciente literatura teórica que señala que los beneficios vinculados a empleos registrados influyen en la decisión de los individuos a tomar un empleo formal o informal (Levy, 2008; Galiani y Weinschelbaum, 2012).

El resto de este capítulo está organizado de la siguiente manera. La Sección 3.2 resume la literatura previa, describe el sistema de seguridad social y el seguro de salud en Uruguay, así como la reforma implementada en 2008. La Sección 3.3 discute los potenciales efectos del cambio de política en el empleo y subdeclaración de ingreso. La Sección 3.4 describe los datos y la estrategia de identificación. La Sección 3.5 presenta los resultados, mientras que la Sección 3.6 reporta una serie de

3.1 Introducción

ejercicios de robustez. La Sección 3.7 presenta las conclusiones.

3.2. Antecedentes

3.2.1. Literatura relacionada

El estudio de las respuestas en el mercado de trabajo a la extensión del beneficio de seguro de salud (ESS) Uruguay - el cual es parte de una serie de beneficios sociales vinculados al empleo registrado; está relacionado a la literatura que investiga los cambios en el sistema de protección social y los incentivos al trabajo. Con respecto a la participación laboral, en general la literatura empírica encuentra evidencia de que los beneficios de la seguridad social están asociados a una reducción en el empleo, aunque la mayoría de los estudios previos analizan cambios en los seguros sociales vinculados al desempleo (Krueger y Meyer, 2002), o empleo parcial e inactividad, como el seguro de invalidez (Bound y Burkhauser, 1999). Además de analizar las respuestas a la reforma en la oferta laboral, este trabajo explora cómo los beneficios sociales afectan el empleo registrado y la subdeclaración de ingresos salariales a las autoridades fiscales.

El vínculo entre beneficio y empleo también relaciona esta reforma a la literatura sobre programas de transferencias sociales con requerimientos de trabajo, tales como el EITC y el Temporary Assistance for Needy Families en Estados Unidos (por ejemplo, Eissa y Liebman, 1996, Meyer y Rosenbaum, 2001) y el Working Families Tax Credits en Reino Unido (por ejemplo, Francesconi y van der Klauuw, 2007). Los estudios sobre estos programas suelen encontrar efectos positivos y significativos sobre el margen extensivo de la oferta de trabajo, pero la evidencia no es concluyente acerca de la respuesta en el margen intensivo. Una excepción es el estudio de Chetty, Friedman y Saez (2012), quienes encuentran respuestas positivas al EITC en el margen intensivo de la oferta laboral a partir de una estrategia de identificación que explota las diferencias entre barrios acerca del conocimiento del código de impuestos.

Al igual que en el análisis presentado en este trabajo, la mayoría de estos estudios se basan en comparaciones entre individuos con hijos y adultos sin hijos, que no se ven afectados por los cambios de política y que se utilizan por lo tanto como grupo de comparación.

Este estudio también está vinculado con la literatura sobre el impacto de la extensión de los sistemas de bienestar en los países en desarrollo, y en particular en la región de América Latina (Bosh y Manacorda, 2012). Mientras que la mayoría de esos estudios analizan programas no contributivos, como los programas de transferencias sociales condicionadas, este estudio investiga la expansión de un beneficio social contributivo, y sus implicaciones en términos de incentivos sobre la oferta laboral y el empleo formal.

Por último, este trabajo es parte de una serie cada vez mayor de estudios que “intersectan” las literaturas de evasión impositiva y empleo no registrado con los programas de impuestos-beneficios en los países en desarrollo y desarrollados. Este tipo de análisis se basan en la extensión de Sandmo (1981) y Cowell (1985) del modelo canónico de Allingham y Sandmo (1972) y Yitzhaki (1974) de evasión impositiva. En el contexto de los mercados laborales de América Latina, Levy (2008) y Galiani y Weinschelbaum (2012) modelan la informalidad (el margen de empleo registrado-no registrado) en términos de decisiones de evasión, incluyendo multas y probabilidades de detección. A partir de este enfoque, un estudio reciente de Potter Gunter (2012) analiza el efecto del EITC en la participación en empleos registrados e informales entre las personas de bajos ingresos. A partir de un enfoque cuasi-experimental, el autor encuentra que niveles más altos de beneficios del EITC en algunos estados inducen un aumento del trabajo registrado y una caída en las horas registradas.

Otra dimensión de la evasión impositiva analizada en este estudio es la subdeclaración de ingresos en los asalariados. La literatura de evasión fiscal se ha centrado

generalmente en subdeclaración de los ingresos de trabajo por cuenta propia, ya que los requisitos de retención y reportes de ingresos salariales por parte de las firmas dificultan la subdeclaración por parte de los asalariados (Slemrod y Weber, 2012), siendo en magnitud cuantitativamente pequeña, en particular en países desarrollados como Estados Unidos (Slemrod, 2007). Los modelos teóricos tradicionales asumen que no hay evasión en los ingresos salariales (Feldman y Slemrod, 2007), y con algunas excepciones importantes, la literatura ha pasado por alto este potencial margen de ajuste. Sin embargo, este ajuste podría darse, por ejemplo, como consecuencia de colusión entre empleadores y empleados para engañar a las autoridades fiscales y liquidar una fracción (pero no toda) de los ingresos laborales “en negro” (Sandmo, 2011). Kleven et al. (2009) desarrollan un modelo teórico en el que los trabajadores y las empresas cooperan para no declarar todos los ingresos laborales a la autoridad fiscal. El modelo predice que este tipo de colusión puede ser factible en pequeñas empresas, pero es más difícil de sostener a gran escala en las grandes empresas. Tonin (2011), por su parte, construye un modelo teórico donde las empresas y los trabajadores coluden para ocultar parte o la totalidad de los ingresos salariales de los empleados a la autoridad impositiva para evitar el pago de impuestos y cotizaciones a la seguridad social. Los resultados de este estudio son consistentes con este tipo de modelos, y están directamente relacionados con los intentos recientes de evaluar empíricamente sus predicciones mediante el análisis del impacto de cambios en los impuestos y beneficios sobre la subdeclaración de ingresos, para evadir contribuciones a la seguridad social. Tonin (2011) presenta evidencia que respalda estas predicciones a partir de analizar los patrones de ingresos y consumo de los hogares en Hungría después de un aumento del salario mínimo en 2001.

La subdeclaración de ingresos salariales, sin embargo, podría también ser decidido exclusivamente por la empresa en lugar de ser el resultado de un comportamiento

colusivo. En particular en países en desarrollo, donde las declaraciones de ingreso del trabajo asalariado básicamente no tienen requisitos de información de terceros. Kumler et al. (2013) estudian la subdeclaración de los ingresos en México, y comparando la distribución del ingreso provenientes de datos administrativos y encuestas de hogares, encuentran una importante subdeclaración de ingresos por parte de las empresas, aunque con menores niveles en las empresas más grandes. A partir de explotar una reforma de pensiones en México, que pasó de un sistema solidario a otro de cuentas individuales de capitalización, este estudio analiza si la política generó un incentivo adicional a que los empleados vigilen el cumplimiento del empleador en el pago de contribuciones a la seguridad social. Un análisis de diferencias en diferencias comparando las cohortes de trabajadores más jóvenes (que se benefician más de la reforma) con los de mayor edad, indica un descenso significativo de la subdeclaración de ingresos después de la reforma.

Este trabajo complementa los estudios de Tonin (2011) y Kumler et al. (2013) en dos sentidos. En lugar de basarse en comparaciones entre ingresos y gastos del hogar, o entre las distribuciones de ingresos de dos fuentes de datos distintas, el análisis que sigue se basa en evidencia directa reportada por los trabajadores registrados acerca de subdeclaración de ingresos en sus actuales empleos. Por otra parte, el análisis presenta evidencia causal acerca del impacto del cambio en los incentivos de la ESS en la subdeclaración de ingresos por tamaño de la empresa.

3.2.2. El sistema de seguridad social en Uruguay

Uruguay es uno de los países que tiene el sistema de seguridad social más desarrollado y antiguo en América Latina.² Este sistema es un modelo del tipo Bismarkiano, en donde el acceso a la mayoría de los programas de seguridad social está asociado al estatus de empleo.³ El *Banco de Previsión Social* (BPS) es la principal institución a cargo de la administración (en adelante se referirá a este como la administración de seguridad social - ASS). La ASS colecta impuestos a los ingresos laborales y contribuciones, y provee beneficios a la mayor parte de los empleados del sector público y privado. Los beneficios comprenden planes de pensiones de retiro y otros programas, entre ellos, seguro de salud, beneficios por enfermedad, seguro de desempleo, beneficios a las personas con discapacidades, licencias por maternidad y asignaciones familiares (una transferencia monetaria pagada al trabajador por cada hijo a su cargo).

En el sector privado, los empleadores deben registrar a sus empleados en la ASS. Ambos deben hacer contribuciones para financiar los programas de seguridad social. Formalmente, el empleador deduce del salario del empleado las contribuciones que corresponden a ambos. La Tabla 3.1, Panel 2, muestra la descomposición de las contribuciones sociales como porcentaje del salario imponible para los empleados y empleadores del sector privado. Si bien el monto total corresponde a las contribuciones a distintos programas, esta suele estar asociado a un impuesto agregado a los ingresos laborales. Esta contribución ascendía al 31 % de los salarios imponibles en 2007, el año previo a la implementación de la reforma analizada en este trabajo.

Los beneficios de la seguridad social comprenden un conjunto indivisible, esto

²El término seguro social es más preciso ya que evita la confusión con la definición relativa a las pensiones de la seguridad social en Estados Unidos. Krueger y Meyer (2002) brindan una definición detallada junto con una discusión exhaustiva sobre los programas de seguridad social.

³Para más detalles acerca del sistema de seguridad en Uruguay, véase Ferreira-Coimbra y Forteza (2004).

significa que, si bien existen requisitos mínimos para acceder a algún beneficio, los individuos no pueden elegir programas específicos y realizar únicamente la contribución que corresponda a estos programas. Por lo tanto, el empleo registrado ante la ASS - que cumple con las regulaciones de esta institución y con el pago de “impuestos sobre la nómina”, garantiza el acceso del trabajador a toda la “canasta” de beneficios.

Al igual que en los países con ingresos medios, el no cumplimiento de las regulaciones del sistema de seguridad social es importante, y además, existen problemas de evasión de impuestos. Por consiguiente, una fracción relevante de los empleados asalariados del sector privado no tiene acceso a los beneficios sociales asociados al empleo formal. Durante la década de 2000, los trabajadores no registrados eran aproximadamente un cuarto del total de los empleados asalariados en Uruguay (Gasparini y Tornarolli, 2009; Heckman y Pages, 2004). En el 2007, los microdatos de la *Encuesta Continua de Hogares* muestran que los trabajadores informales conformaban el 28 % de los empleados del sector privado.

3.2.3. El beneficio del seguro de salud

Para ser elegible y acceder al seguro de salud del sistema de seguridad social, los trabajadores deben estar registrados con la ASS y deben trabajar al menos 25 horas semanales.⁴ Al igual que los HMOs en Estados Unidos, los trabajadores elegibles pueden decidir cuál será su proveedor del seguro de salud en el sector privado. El valor del seguro de salud (conocida en Uruguay como “cuota mutual”) es pagada por

⁴También se excluye del beneficio del seguro de salud a los trabajadores con ingresos muy bajos. El límite está definido para aquellos cuyos ingresos son menores al equivalente de 1.25 veces la *Base de Prestaciones y Contribuciones* (BPC). La BPC es un índice que fue creado en el año 2004 (Ley 17,856), reemplazando al salario mínimo como base para indexar la mayoría de los beneficios del Estado. En 2007 la BPC alcanzó 1.636 pesos uruguayos (en adelante UYU) - cerca de 103 dólares americanos (en adelante, USD) a los valores de paridad de poderes de compra (en adelante, PPP) ajustados por la tasa de cambio del 2010.

la ASS a los proveedores de salud. Las prestaciones del seguro de salud es similar a los servicios que ofrece el mercado de salud privado, y en general lo cubren las mismas instituciones. Entre otros servicios que incluye el seguro, está la cobertura de hospitalización, atención en salas de emergencia, servicios médicos y quirúrgicos y atención materna.

En 2007, los beneficios del seguro de salud cubrían al 43 % de la fuerza laboral y aproximadamente al 66 % de asalariados del sector privado (estos datos surgen de la *Encuesta Continua de Hogares*). El mismo año, la ASS gastó cerca de UYU 8 billones (USD 514 ajustado a PPP del 2010) en cobertura del seguro de salud, aproximadamente el 13 % del presupuesto y el 1.5 % del producto interno Bruto (PIB) uruguayo (Banco de Previsión Social, 2008). Además, los beneficios del seguro de salud para los empleados representaron aproximadamente el 16 % del total de los gastos en salud (Ministerio de Salud Pública, 2010a).

Antes de la reforma de 2008, los beneficios del seguro de salud eran financiados por contribuciones al ASS, los cuales sumaban el 8 % de los salarios imponibles, correspondiendo el 5 % a la contribución del empleador y el 3 % a la de los empleados (Tabla 3.1, Panel 2). Hasta 2007, este beneficio solamente cubría al trabajador registrado, mientras que su pareja e hijos o aquellos no registrados, debían pagar sus propios gastos de salud, comprando un seguro de salud privado o acudiendo al sistema de salud pública, el cual está sujeto a una prueba de verificación de ingresos.

3.2.4. La reforma del 2008 y la extensión del seguro de salud (ESS)

El gobierno uruguayo inició en 2007 una reforma ambiciosa del sistema de salud con los objetivos de aumentar su cobertura, y mejorar su administración y el financiamiento. El resultado de ello fue una reforma del sistema de salud promulgada por

3.2 Antecedentes

el parlamento uruguayo (Ley 18.211/2007), que estableció una serie de nuevas guías, regulaciones e instituciones.

La disposición más importante de la reforma fue la extensión del beneficio del Seguro de Salud provisto por la ASS, cuya cobertura se amplió a aquellas personas que dependían del trabajador registrado - parejas e hijos a cargo.⁵ Dada la existencia de restricciones fiscales, la extensión de la cobertura fue implementada en etapas. Para el período analizado en este trabajo, la expansión solamente alcanzó a los hijos de los empleados registrados.⁶ La reforma fue presentada en Diciembre de 2007 y se hizo efectiva el primero de enero de 2008.

Para ser elegible y recibir la extensión del seguro de salud, el empleado registrado debía tener al menos un hijo menor de 18 años.⁷ La ampliación de la cobertura a dichos hijos menores fue universal, sin importar cuál era su estado de salud o tipo de cobertura previa. Al igual que previo a la reforma, para acceder a este beneficio adicional, el trabajador debía estar registrado con la ASS (cumpliendo con el régimen impositivo y las regulaciones de seguridad social) y trabajar más de 25 horas o tener ingresos mayores a un cierto mínimo. La ESS cubría a todos los trabajadores asalariados, y dado que una gran proporción de los empleados en el sector público ya accedían a la cobertura del sistema de salud para sus hijos, la ESS fue más relevante para los empleados registrados del sector privado (Ministerio de

⁵Borgia (2008) presenta la reforma en el sistema de salud, incluyendo la expansión del beneficio analizada en el presente capítulo

⁶La extensión del beneficio también alcanzó a los hijos menores de 18 años cuyos padres estaban retirados y eran elegibles para la pensión de la ASS luego de la reforma. También cubría a los hijos de aquellos trabajadores jubilados antes de la reforma pero que pertenecían a grupos de ingresos bajos del sistema de pensión para adultos. Para el año 2008, este grupo comprendía menos del 1 % de todos los niños inscriptos por sus padres en el beneficio del sistema de salud (Banco de Previsión Social, 2009).

⁷A los fines de la recepción del beneficio de la ASS, un “hijo dependiente” se definió como sus hijos, hijastros o hijos adoptivos menores de 18 años. Los hijos con discapacidades pero mayores a los 18 años también son elegibles para la ESS. La reforma también establece que los hijos dependientes inscriptos en el ESS tendrían cobertura de salud hasta los 21 años si sus padres reembolsaban el valor de la cuota mutual pagada por la ASS a los proveedores de salud.

Salud Pública, 2010b).

Los beneficiarios de la ESS podían elegir al proveedor de seguro de salud, ya sea en el sector privado o en el sistema de salud pública. Cualquiera sea esta decisión, la ASS reembolsaría a la institución correspondiente el costo adicional que implica la nueva población asegurada. En los hechos, la principal elección fue tener un proveedor del sector privado. En 2008, solamente el 5 % de todos los niños que accedieron al seguro de salud optaron por el sistema público (Banco de Previsión Social, 2009).

La ESS representó un cambio de política a gran escala y tuvo un impacto sustancial sobre la cobertura de su población objetivo, incrementando el seguro de salud privado en los individuos menores de 18 años. La Figura 3.1 muestra la tendencia en el porcentaje de niños entre 0 y 17 años (elegibles para la ESS) que estaban a cargo de empleados del sector privado y que tenían un seguro de salud privado durante el período 2004-2010. También reporta la proporción de aquellos niños que accedieron al sector de salud privado a través de la ESS a partir de 2008, y grafica la misma tendencia para individuos que tenían de 18 años o más.⁸ Se observa que durante el período previo a la reforma, de 2004 a 2007, la evolución de la cobertura del sistema de salud privada fue similar en ambos grupos. A partir de la reforma en 2008, la tasa de cobertura de los individuos menores a 18 años aumentó 30 puntos porcentuales, y continuó creciendo a un ritmo menor hasta 2010. El cambio está explicado por la ESS, tal como indica la serie con el porcentaje de personas entre 0 y 17 años que accedieron al sistema de salud privado a través del nuevo programa. En contraste, no se observan cambios significativos en la tendencia de la cobertura del sector privado para aquellas personas de 18 o más años. En 2008, 450 mil niños menores a 18 estaban asegurados a través de la ESS - alrededor del 48 % del total

⁸Las estimaciones se realizaron utilizando los microdatos de *Encuesta Continua de Hogares*, descripta más abajo. Los registros administrativos del Ministerio de Salud pública muestran tendencias similares.

de la población en este grupo (Banco de Previsión Social, 2009; proyección para el 2008, Instituto Nacional de Estadística de Uruguay).

Para poder financiar la extensión en la cobertura del sistema de salud, la legislación estableció un aumento en casi todas las contribuciones de los trabajadores, estableciendo una distinción entre adultos con y sin hijos. Las contribuciones aumentaron de 3 % a 6 % de los ingresos imposables para los trabajadores del sector privado con hijos menores de 18 años, independientemente del número de hijos elegibles para el seguro. La reforma también aumentó la contribución para los empleados sin hijos o con hijos no elegibles (aquellos mayores a 18 años), de 3 % a 4.5 % de sus ingresos laborales nominales. Las contribuciones permanecieron incambiadas al 3 % para los trabajadores con bajos ingresos, definidos como aquellos con un ingreso igual o menor a 2.5 el valor de la BPC (1.775 UYU en 2008, 112 USD), independientemente de si tenía hijos que calificaran al seguro o no. Por otro lado, las contribuciones de los empleadores permanecieron iguales en los niveles previos a la reforma, siendo el 5 % de los ingresos imposables - la intención era que los costos directos de las firmas no se vieran afectados por la reforma. La Tabla 3.1, Panel 2, resume los cambios introducidos por la reforma ESS en las contribuciones a la seguridad social.

La reforma implicó un potencial beneficio neto para la mayoría de los adultos con niños elegibles. El valor de mercado del seguro de salud excede el incremento en el monto de contribuciones sociales a la ASS para la mayoría de los trabajadores registrados. Por ejemplo, en 2007 el valor de la cuota mutual mensual para un niño en el mercado privado representaba más de dos veces el 3 % adicional del promedio de ingresos nominales de un trabajador registrado en el sector privado.⁹ Es más,

⁹El ingreso nominal mensual promedio de un asalariado registrado en el sector privado en 2007 era UYU 12,305 (USD 778 al tipo de cambio ajustado por PPP de 2010), por lo tanto el incremento del 3 % en la contribución sociales era aproximadamente UYU 369 (USD 23). Por otro lado, la cuota mutuañ para los niños en el mercado privado en 2007 fue en promedio UYU 859 (USD 54) mensuales (Ministerio de Salud Pública, 2010a).

el número promedio de niños elegibles en la muestra en el año 2007 fue de 1,92 (Tabla 3.1). Sin embargo, algunos aspectos deben de considerarse. Para los individuos de salarios altos con pocos hijos la contribución adicional a la seguridad social podría ser más alta que el nuevo beneficio, aunque únicamente un pequeño número de trabajadores en la parte alta de la distribución del ingreso laboral enfrenta esta potencial pérdida neta a consecuencia de la reforma.¹⁰ Un elemento adicional, es que los trabajadores sin hijos enfrentan un aumento en el costo del empleo registrado de 1.5 % de sus ingresos laborales, sin ningún beneficio adicional. Sin embargo, la evidencia empírica disponible para América Latina indica que incluso grandes cambios en los impuestos al trabajo tienen efectos no significativos sobre el empleo (Gruber, 1997; Cruces et al., 2010). Se esperaría entonces, que el aumento en las contribuciones sociales de 1.5 % para los trabajadores registrados sin hijos tuviera un efecto pequeño o insignificante en el grupo de comparación. En todo caso, luego de la reforma únicamente el 8 % de los niños que se benefician de la ESS seguían utilizando el sector público de salud en lugar de proveedores privados (Figura 3.1). La alta tasa de cobertura de los niños beneficiarios con proveedores privados es consistente con el hecho de que para la mayoría de los adultos elegibles la ESS representó un beneficio neto. El análisis empírico se basa en una comparación entre adultos con y sin hijos elegibles. La Subsección 3.4.2 discute estos problemas y la validez de los supuestos de identificación.

¹⁰Los trabajadores registrados con un niño que en 2007 pagaban UYU 859 por el seguro de salud para sus hijos, sufrirían una pérdida económica con la reforma si ganaban más de UYU 28,633, y los que tienen dos hijos enfrentarían una pérdida económica si ganaban UYU 57,267 o más - estos valores corresponden a los percentiles 94 y 99 de la distribución de ingresos laborales mensuales de los trabajadores registrados en 2007.

3.3. Los incentivos al trabajo y a la evasión de impuestos de la ESS

La extensión del beneficio de seguro de salud representa un aumento de los beneficios asociados con el empleo registrado con 25 horas o más por semana (la hora mínima de corte para la elegibilidad) para las personas con hijos menores de 18 años. Este cambio de política genera varias predicciones teóricas sobre la oferta de trabajo y las respuestas a evasión de impuestos.

Teóricamente, la reforma debería aumentar la probabilidad de tomar un trabajo que permita el acceso al nuevo beneficio (es decir, trabajar 25 horas o más a la semana en un empleo registrado) para los padres de niños en el rango de edad 0-17. Hay tres posibles canales de respuesta a través de los cuales este movimiento podría estar operando. En primer lugar, para aquellos que no trabajan, la reforma introdujo un incentivo para trabajar en el empleo registrado con 25 o más horas a la semana. En segundo lugar, las personas con empleo no registrado enfrentan un incentivo similar - ya sea para ir a un trabajo donde es elegible al beneficio, o para formalizarse en su empleo (es decir, conseguir un empleo formal con al menos 25 horas declaradas). En tercer lugar, la reforma también proporcionó un incentivo para que las personas con empleo registrado que trabajaban menos de 25 horas a la semana aumenten sus horas de trabajo declarados por lo menos en 25 horas.¹¹ Como resultado se esperaría que: (1) el número de individuos con niños en empleos registrados que trabajan 25 horas o más por semana debería aumentar después de la reforma, (2) el número de aquellos que no trabajan debería disminuir, (3) el número de las personas con empleo no registrado debería disminuir, (4) el número de personas con empleo registrado debe

¹¹Alrededor del 54 % de las personas con hijos en la muestra utilizada en el análisis no estaban trabajando en empleos que dieran acceso al beneficio antes de la reforma. Al desagregar este número, el 33 % no estaban trabajando, el 16 % eran empleados no registrados, y el 5 % corresponde a empleados registrados que trabajaban menos de 25 horas semanales.

aumentar, y más específicamente (5) condicional a estar en un empleo registrado, el número de los que trabajan 25 horas o más debería aumentar.

Mientras la discusión hasta el momento se refirió a los efectos globales, los beneficios derivados de la reforma (y por lo tanto las reacciones de comportamiento a los nuevos incentivos) pueden haber variado en importancia para diferentes sub-grupos definidos por las características demográficas del hogar de los adultos elegibles. En primer lugar, dado que el aumento en las contribuciones sociales es independiente del número de hijos, la reforma implicó un incentivo financiero mayor para los individuos con más niños, y para aquellos con niños más pequeños (ya que el beneficio cubre a los niños de hasta 18 años de edad). Segundo, la ESS quizás también implicó mayor respuesta de los padres solteros en relación a las parejas con hijos. La ESS requiere que sólo uno de los padres del niño sea registrado para garantizar su cobertura, en este sentido la reforma implica una doble imposición de contribuciones sociales para el mismo nivel de beneficio en hogares donde ambos padres tienen un empleo compatible con las reglas que dan acceso al seguro para sus hijos. Por otro lado, individuos cuyas parejas tienen un estatus laboral que no permite el acceso al nuevo beneficio enfrentan un incentivo adicional para tomar (o permanecer) en un empleo que garantice la cobertura de salud para sus hijos. En contraste con los individuos en pareja, la ESS representa un incentivo no ambiguo a tomar un empleo registrado en 25 horas o más para los padres solteros, ya que no enfrenta una doble tributación y no tienen que considerar el estatus laboral de otras personas en el hogar para tomar sus decisiones en el mercado de trabajo.

Finalmente, los cambios en las contribuciones sociales pueden haber afectado también los incentivos a que los trabajadores alteren la proporción de ingresos que declaran a la ASS. Dado los costos asociados con el empleo registrado en términos de mayores impuestos al trabajo, la reforma quizás afectó el margen intensivo de la

evasión de impuestos a través inducir mayor subdeclaración de los ingresos laborales. Este incentivo adicional quizás afecte a la empresa (que se enfrenta a mayores costos si registra a sus trabajadores) y al trabajador (quien obtiene menor ingreso líquido), resultando en una mayor subdeclaración (unilateral) de la empresa o colusión de los empleadores y empleados. En cualquier caso, la literatura indica que el eventual aumento en la subdeclaración debería ser más probable en las pequeñas empresas. Esta predicción implica entonces que (6) el número de personas con niños menores en empleos registrados que declaran un nivel de ingresos inferior al real debería de aumentar, especialmente para los que trabajan en pequeñas empresas.

3.4. Datos y estrategia empírica

3.4.1. Datos y estadísticas descriptivas

El análisis empírico del artículo utiliza microdatos de corte transversal de la *Encuesta Continua de Hogares* (ECH) llevada a cabo desde 1990, por el Instituto Nacional de Estadística (INE) de Uruguay. La ECH es la principal fuente de indicadores socioeconómicos laborales y demográficos de Uruguay. La encuesta se lleva a cabo de acuerdo a estándares internacionales y suele ser utilizada por investigadores y organizaciones internacionales. Los microdatos y documentos auxiliares, tales como cuestionarios o detalles sobre la selección muestral y estratificación están disponibles públicamente.

La ECH es una encuesta de hogares representativa a nivel nacional, combina elementos de encuestas de calidad de vida y empleo. El análisis en este estudio se basa en dos ondas de la encuesta que corresponden al primer y segundo semestre de cada año calendario. Los sucesivos cortes transversales de la ECH cubren el período del segundo semestre del 2004 y segundo semestre del 2010 - esto es, tres años y medio

antes de la reforma y tres años después. La muestra analizada incluye hombres y mujeres de entre 25 y 55 años de edad, quienes son jefes de hogar o cónyuges. La muestra excluye a los individuos que residen en zonas rurales o áreas urbanas con menos de 5000 habitantes, esto se debe a que la ECH recién extendió la cobertura a estas áreas en 2006.¹² El análisis se lleva a cabo con una muestra de empleados asalariados del sector privado (excluyendo a los cuenta propias), desocupados e inactivos, que pertenecen al rango de edad considerado. La muestra no incluye empleados gubernamentales porque una gran proporción de ellos ya recibían el seguro de salud para sus hijos dependientes antes de la reforma. La muestra también excluye a los individuos retirados o discapacitados, y a aquellos que se encontraban recibiendo un educación a tiempo completo durante el período de referencia de la encuesta. Considerando estas restricciones y agrupando todas las ondas de las encuestas se obtiene una muestra de 97.522 individuos en el período 2004-2010.

La ECH recaba información sobre todos los resultados relevantes discutidos en la sección previa - empleo y participación laboral, horas de trabajo, si el empleo está registrado o no con la ASS, ingresos laborales y si hay subdeclaración de ingreso.¹³ El estatus de formalidad de un empleado se deriva de una variable específica auto-declarada, la cual indica si en el trabajo actual del encuestado se realizan contribuciones sobre su salario nominal a la ASS.¹⁴

El cuestionario de la ECH contiene una característica única que permite detectar

¹²Si bien esto implica una pérdida de información, se debe considerar que existe un *trade-off* entre tener una muestra más representativa o abarcar el mayor período posible pre-reforma con una muestra comparable. Se tomó la segunda opción ya que el 80 % de la población uruguaya reside en áreas urbanas con más de 5000 habitantes.

¹³La información de empleo y horas corresponde a la actividad principal de los asalariados en el sector privado realizada en la semana previa a la encuesta, mientras que los datos vinculados a ingresos corresponde al mes anterior.

¹⁴La pregunta específica de la ECH es: “¿Aporta a una caja de jubilaciones por este trabajo?”. Esta es una pregunta estándar en las encuestas de hogares de América Latina. En la literatura más reciente de la región, se utiliza para definir al trabajo registrado o formal - véase por ejemplo, Gasparini y Tornarolli (2009) y Galiani y Weinschelbaum (2012).

la presencia de subdeclaración de ingresos en empleos registrados. Desde 2006, a los empleados registrados del sector privado se les pregunta si sus ingresos salariales totales eran subdeclarados a la ASS. La pregunta específica incluida en la ECH es: “¿Aporta por la totalidad del salario en esa ocupación?”. El objetivo explícito de esta pregunta es establecer si hay evasión impositiva, tal como declara el manual de la ECH para los encuestadores, el cual especifica que la pregunta intenta “capturar la subdeclaración de ingresos salariales para el cómputo de las contribuciones de la seguridad social”.¹⁵

Finalmente, todas las estimaciones presentadas a continuación, se computan con los ponderadores de la muestra de la ECH.¹⁶

3.4.2. Estrategia econométrica y supuestos de identificación

El abordaje empírico intenta identificar el efecto causal de la introducción de la reforma de salud del año 2008 sobre resultados del mercado laboral y de evasión impositiva. Además, intenta proveer evidencia de la dirección y magnitud de los efectos sobre los incentivos discutidos en la sección previa.

La estrategia utilizada para evaluar los efectos de esta política consiste en un análisis de diferencias en diferencias (Angrist y Krueger, 1999). En este marco, se compara la evolución de los resultados de interés en el grupo de individuos expuestos al cambio de política (grupo de tratamiento) con el cambio de los mismos resultados para individuos que no fueron afectados por la reforma (grupo de comparación). Se

¹⁵Esta pregunta refiere a subdeclaración y no refleja un límite superior pre-existente en las contribuciones, las cuales son voluntarias para los ingresos que se encuentran por encima de una cota relativamente alta (ingresos mensuales superiores a los 74.000 UYU, alrededor de 3.800 USD). Este hecho se confirma en los datos debido a que a lo largo de toda la distribución de ingresos, los individuos contestan afirmativamente que subdeclaran ingresos. Por ejemplo, en la muestra previa a la reforma, el 15.1 % de los individuos en el quintil inferior de la distribución de ingresos respondieron que subdeclaraban ingresos laborales, el 11,6 %, 10,9 %, 9,9 % y 6,0 % lo hizo en los quintiles siguientes. Por lo tanto, este efecto no estaría explicado, al menos exclusivamente, por los trabajadores con mayores ingresos.

¹⁶Los principales resultados no cambian cuando las regresiones son estimadas sin los ponderadores

asume que el grupo de comparación captura la tendencia contrafactual de lo que se hubiese observado en el grupo de tratamiento en ausencia del cambio de política.

El grupo de tratamiento consiste en los individuos entre 25 y 55 años, con al menos un hijo dependiente menor a los 18 años, es decir, los individuos potencialmente elegibles para la ESS. El grupo de comparación está conformado por los individuos con el mismo rango de edad, pero sin hijos, es decir, por los individuos que no fueron directamente afectados por la reforma.^{17 18}

La estrategia empírica consiste en comparar adultos con al menos un hijo a su cargo menor a 18 años con individuos del mismo grupo etario pero sin hijos dependientes. A continuación se presenta la especificación básica de diferencias en diferencias con controles:

$$Y_{ijt} = \alpha + \delta ConHijos_{ijt} + \beta ConHijos_{ijt} * PostReforma_t + X'_{ijt}\gamma + \theta_t + \varphi_j + \tau_{jt} + \epsilon_{ijt} \quad (3.1)$$

donde i indexa a los individuos, j al departamento y t al tiempo. La variable Y_{ijt} es el resultado de interés (que se describe en detalle más abajo); $ConHijos_{ijt}$ es una variable binaria que indica si el individuo pertenece al grupo de tratamiento, toma el valor uno si el individuo tiene al menos un hijo menor a 18 años y en caso

¹⁷Otro grupo de control potencial son los adultos con hijos dependientes de 18 o más años. Sin embargo, como fue explicado previamente, este grupo tiene la opción de pagar la un monto adicional para que sus hijos mantengan el seguro de salud, si tienen entre 18 y 21 años. Por lo tanto el comportamiento en el mercado de trabajo de este grupo puede haber sido afectada por la ESS. Adicionalmente, es demasiado pequeño el tamaño en la muestra del grupo de padres con hijos viviendo en el mismo hogar, y que sean mayores a 21.

¹⁸El análisis empírico a continuación también se basa en la comparación entre individuos con y sin niños en el grupo de bajos ingresos de los trabajadores registrados (aquellos por debajo de 2,5 BPC). Estas personas se beneficiaron de la ampliación de la cobertura si tenían hijos, pero no enfrentaron aumentos en las contribuciones a la ASS. Si bien esto constituye un buen grupo de comparación, el tamaño de la muestra es pequeño y los resultados carecen de potencia. Estos resultados se presentan como parte de las pruebas de robustez en la Sección 3.6.

contrario vale cero; $PostReforma_t$ es una dummy igual a uno durante el período posterior a la reforma (desde Enero de 2008 en adelante) y cero en caso contrario; y $ConHijos_{ijt} * PostReforma_t$ es el termino de interacción entre las dos variables, que captura el efecto de diferencias en diferencias del tratamiento . La matriz X_{it} contiene variables de control específicas de los individuos que controla tendencias en las características observables. Los controles individuales son la edad (en 6 categorías), género, el estatus de jefe de hogar, estado civil, educación (en 6 categorías), el número de niños en el hogar, el número de niños en el hogar que tienen menos de 6 años, e interacciones entre el número de niños y la edad y educación. Las estimaciones también incluyen controles del tamaño de firma e industria (5 y 9 categorías, respectivamente) cuando el resultado del mercado de trabajo analizado está condicionado al empleo. θ_t y φ_j son un conjunto de efectos fijos de semestres y región (Uruguay está dividido administrativamente en 19 departamentos), las cuales capturan shocks sistemáticos agregados en los mercados de trabajo locales correlacionados con (pero no causados por) la ESS. Finalmente, τ_{jt} son los efectos de departamento por semestre, introducidos para controlar por shocks región-específicos a lo largo del período, que pueden ser independientes de las condición económica a nivel nacional.

El análisis se basa en seis resultados de interés. Empleo registrado $\geq 25h$, es un indicador codificado como uno para individuos que declaran 25 horas o más a la semana en un trabajo registrado, y cero en caso contrario. Como ya se mencionó, este es el número de horas mínimas determinado por el requisito de elegibilidad para la cobertura de seguro de salud. Empleo registrado, es una variable indicadora codificadas como uno si los individuos en sus actuales trabajos realizan contribuciones a la ASS, y cero en caso contrario. Empleo no registrado, es una variable indicadora codificadas como uno si los individuos en sus empleos no realizan contribuciones a la ASS, y cero en caso contrario. No empleo, es una variable indicadora

codificada como cero si el individuo está empleado, y uno en caso contrario. Empleo registrado $\geq 25h$ /registrado, es una variable indicadora codificada como cero si el número de horas semanales trabajadas es de entre 1 y 24 horas, y uno si el empleado registrado trabaja 25 horas o más. El análisis con las variables de empleo incluye a todos los individuos de la muestra, a excepción de quienes trabajan a tiempo parcial en un empleo registrado que representan una submuestra de trabajadores registrados (56.707 observaciones). Por último, la subdeclaración de ingresos salariales es capturado por una medida codificada como uno si el individuo declara que en su empleo no paga contribuciones a la ASS por el total de sus ingresos laborales, y cero en caso contrario. En este caso, el análisis se basa en la submuestra de trabajadores registrados para los años 2006-2010 (50.669 observaciones).

Las estimaciones se basan en un modelo de probabilidad lineal (OLS) para variables binarias dependientes.¹⁹ En relación a la inferencia, todas las tablas presentan errores estándar robustos de Huber-White robust.²⁰ Los resultados principales están basados en el período 2004-2010, con excepción de los dos semestres del 2008, ya que el cambio de la política fue efectivamente implementado a lo largo de dicho año.

La estrategia de identificación se basa en dos supuestos. En primer lugar, que en ausencia de la reforma, las tendencias subyacentes en los resultados del mercado laboral (condicional en las características observables X) de ambos grupos habrían evolucionado de manera similar. Este supuesto se violaría si hubiese shocks inobservables que afectasen de manera distinta las tendencias en los resultados de interés de cada grupo - shocks correlacionados con el cambio de política y con las tenden-

¹⁹Angrist y Pischke (2008) plantean que las estimaciones de un modelo de probabilidad lineal no difieren sustancialmente de aquellas obtenidas por modelos probit y logit, con la ventaja de que la estimación del coeficiente de diferencias en diferencias, β , tiene una interpretación causal directa. Los resultados principales son invariantes cuando se computan estimaciones probit.

²⁰Se computaron también errores estándar considerando clusters por departamento y condición de tratamiento (no se presentan en el trabajo), y se encuentra que los principales resultados no se alteran.

cias específicas en los resultados de los grupos. La Sección 3.5 estima una versión extendida de la Ecuación 3.1 que incluye interacciones entre las variables de tiempo y grupo de tratamiento, mientras que la Sección 3.6 presenta un ejercicio de falsificación que se basa en datos del período pre-reforma para testear la presencia de diferencias sistemáticas pre-existentes en las tendencias en los resultados entre grupos. En la misma sección se presentan estimaciones adicionales que exploran esta posibilidad.²¹ El segundo supuesto de identificación es que la composición de ambos grupos permaneció constante en el tiempo.²² Este supuesto no se cumpliría, por ejemplo, si el grupo tratamiento cambió en el tiempo incorporando a individuos con distintas características. No obstante, si bien podría no ser suficiente para controlar las potenciales diferencias en los cambios de composición específicos a cada grupo, la Ecuación 3.1 incluye un amplio conjunto de características. Adicionalmente, como se detalla en la Subsección 3.5.1 no hay evidencia de que la composición de estos grupos haya cambiado significativamente luego de la reforma. La Sección 3.6 presenta más formalmente algunas pruebas de especificación para analizar si efectos del tipo composición están explicando los principales resultados.

²¹La introducción de la ESS fue acompañada por la implementación de una serie de nuevos programas y reformas como parte de una política de expandir el sistema de protección social en Uruguay (Véase por ejemplo, Amarante et al., 2011, y Manacorda et al., 2011). Una de estas políticas fue la expansión del sistema de transferencia de ingresos a familias con hijos (Asignaciones Familiares-Plan de Equidad, AFAM-PE). Estos cambios afectaron a una submuestra del grupo tratamiento (individuos de bajos ingresos con niños), reduciendo eventualmente los incentivos al trabajo y empleo formal, como sugiere la teoría económica. Si bien la diferenciación de los efectos de ambos programas excede el alcance de este trabajo, se estimaron una serie de especificaciones con el fin de analizar si el AFAM-PE puede haber afectado a las principales estimaciones de la ESS, no encontrando evidencia significativa que soporte esta hipótesis. Los resultados se presentaron en versiones anteriores de este trabajo y están a disposición si son solicitadas.

²²Véase Abadie (2005) y Athey y Imbens (2006) para una discusión sobre los problemas de cambios de composición en el marco de un enfoque de diferencias en diferencias.

3.5. Resultados empíricos

3.5.1. Evidencia descriptiva

La Tabla 3.1 presenta las estadísticas descriptivas por estado de tratamiento antes (desde el segundo semestre de 2004 al segundo semestre de 2007) y después (desde el primer semestre de 2009 al segundo semestre de 2010) del cambio de política. El Panel 1B, muestra evidencia de que las muestras de individuos con y sin hijos menores de 18 años son razonablemente comparables en términos de sus características observables. Con el fin de explorar la presencia de algún efecto composición, la última columna estima la regresión de diferencias en diferencias (sin controles) para cada una de las variables. Como era de esperar, algunas diferencias son estadísticamente significativas entre grupos, sin embargo no son considerables en magnitud.

La Figura 3.2 reporta las tendencias temporales de empleo que dan elegibilidad a la ESS entre 2004 y 2010. El Panel A presenta las tasas de empleo registrado con 25 o más horas a la semana para los dos grupos de adultos, mientras que el Panel B desagrega los patrones del grupo de tratamiento según la edad de los niños más jóvenes (0-10 años de edad y 11-18 años). Las tasas de empleo de los adultos con y sin hijos muestran una tendencia creciente a lo largo de todo el período de la muestra - en línea con la expansión de la economía, mientras que las tendencias pre-reforma se parecen mucho entre sí. Esta figura es una evidencia preliminar de que el supuesto de tendencias comunes entre grupo de comparación y tratamiento es verosímil. Los datos también revelan un pequeño aumento en las tasas promedio de empleo de los padres en relación a los individuos sin hijos luego del cambio de política. El Panel B sugiere una diferencia ligeramente mayor para aquellos individuos con los niños en el grupo de edad más joven.

Las tendencias en la Figura 3.2 y el efecto aparente de la reforma son confirma-

das por la evidencia preliminar presentada en Tabla 3.1, Panel 1C. Las diferencias en diferencias no condicionales en los resultados del mercado de trabajo indican un incremento significativo en el empleo registrado 25 horas o más de casi 1.6 puntos porcentuales entre los adultos con hijos en relación a quienes no tiene hijos. También se observa una disminución en el no empleo cercano a 2 puntos porcentuales, mientras que no se encuentran diferencias significativas entre los grupos en relación a la subdeclaración de ingresos laborales. Estas estimaciones son evidencia preliminar acerca del impacto de la ESS, seguidamente se presenta los resultados utilizando la estrategia empírica desarrollada en la sección anterior.

3.5.2. Resultados básicos: oferta laboral y empleo registrado

La Tabla 3.2 muestra las estimaciones básicas de la respuesta en el mercado de trabajo a la extensión del seguro de salud en 2008. Cada columna muestra las estimaciones OLS de la Ecuación 3.1 para los respectivos resultados de interés - Empleo registrado $\geq 25h$, no empleo, empleo registrado y no registrado y registrado $\geq 25h$ /registrado. La primera fila de la Tabla 3.2 presentan las estimaciones del coeficiente de interacción β en la Ecuación 3.1, que captura el impacto de la ESS. La segunda fila muestra las estimaciones de la variable de tratamiento (*Con-Hijos* en la Ecuación 3.1). La última fila en la tabla reporta la media de la variable dependiente antes de la implementación ESS, 2004-2007. La discusión se centra en la especificación con el conjunto completo de controles. Como se discutió en la sección anterior, las estimaciones sin controles son muy similares.

Las estimaciones de la columna 1, indican que después del cambio de política la tasa a la que los adultos con al menos un hijo trabajaban 25 o más horas a la semana en un empleo registrado aumentó de manera estadísticamente significativa en 1.62 puntos porcentuales con respecto a las personas sin hijos. En relación a la media

pre-intervención, este efecto representa un incremento del 3.5 %.

Las columnas 2 a 5 presenta los resultados de las predicciones adicionales en relación a los canales de respuesta a la ESS. La columna 2 confirma la segunda predicción de la Sección 3.3, es decir, la extensión de los beneficios de seguro de salud generó incentivos para que algunos individuos fuera del mercado de trabajo aumenten su participación en la fuerza laboral (y tener un empleo formal). El coeficiente sobre el no empleo indica un efecto positivo y estadísticamente significativo de 1.62 puntos porcentuales (un incremento de 4,9 % respecto a la media pre-reforma).

Adicionalmente, la reforma quizás generó incentivos sobre quienes previamente trabajaban en un empleo no registrado a que se formalicen (trabajando al menos 25 horas semanales). Las columnas 3 y 4 reportan las estimaciones de diferencia en diferencias para la probabilidad de estar empleado en un trabajo no registrado y registrado, respectivamente. Como era de esperar, la reforma indujo a los individuos con al menos un hijo a tomar un empleo formal, con un aumento estadísticamente significativo en el empleo registrado de 1.52 puntos porcentuales con respecto a los individuos sin hijos. Sin embargo, los resultados indicaron que la ESS no resultó en una disminución de empleo no registrado. Esto sugiere, que los padres en empleos informales no tomaron un empleo registrado con el fin de ser elegibles para el beneficio de seguro de salud para sus hijos. La ausencia de efecto (a los niveles usuales de significatividad) sobre el empleo no registrado sugiere que el movimiento hacia el empleo registrado fue principalmente impulsado por un aumento en la proporción de padres que participan en el mercado de trabajo.

Por último, la columna 5 presenta la estimación del efecto de la ESS en la probabilidad de trabajar 25 horas o más, condicional a estar registrado. Como se mencionó anteriormente, es de esperar que las personas que trabajaban menos de esta cantidad de horas en un empleo formal antes del cambio de política aumentan sus horas, en

particular, justo por encima de 25 horas semanales. La estimación indica un efecto de la ESS de alrededor de 1.1 puntos porcentuales. Aunque estadísticamente significativo (al 5 %), este efecto es relativamente pequeño en términos económicos, 1.2 % con relación al promedio de pre-política.

El análisis de la Sección 3.3 también implica una serie de predicciones sobre los resultados empíricos que serían incompatibles con los potenciales efectos esperados de la ESS. Por ejemplo, no debería haber ningún efecto positivo de la reforma sobre el trabajo registrado por debajo del umbral de horas de elegibilidad. Esta prueba placebo puede ser implementada a partir de estimar un modelo para la probabilidad de que un individuo está empleado en un trabajo formal, pero menos de 25 horas. Si el coeficiente de interés fuera estadísticamente significativo pondría en duda que la estimación en la columna 1 estuviera capturando efectivamente el efecto de la reforma. El coeficiente estimado es -0.001 (e.e. 0.0037) y estadísticamente no significativo a los niveles usuales (este resultado no se presenta en las tablas). Por otra parte, una prueba de placebo adicional implica que la ESS no debería de tener un impacto en las horas de trabajo en empleos informales desde menos de 25 horas semanales hacia 25 horas o más - una diferencia en diferencias significativa en esta variable entre los grupos de comparación y tratamiento indicaría alguna tendencia grupo-específica subyacente y arrojaría dudas sobre la estrategia de identificación. Se corre la misma regresión que en la columna 5, pero para la submuestra de empleados no registrados, siendo el coeficiente de interés de -0.0097 (e.e. 0.0204), y no estadísticamente distinto de cero.

Las estimaciones que se presentan en la Tabla 3.2 estarían sesgadas si los grupos de adultos con y sin hijos tuvieran diferentes tendencias en su comportamiento en el mercado de trabajo. La Figura 3.2 no muestra evidencias relevantes sobre tendencias diferenciales de largo plazo en el tipo de empleo que da acceso a la ESS. Para

explorar más formalmente la importancia de patrones diferenciales en los resultados de interés, se estima una versión flexible del modelo de diferencias en diferencias básico. La Tabla 3.3 presenta los resultados de estimar una versión extendida de la Ecuación 3.1 para todo el período 2004-2010, que incluye interacciones entre las dummies de tiempo y de tratamiento. El año omitido es 2008, por lo que todos los coeficientes se miden con relación a ese año. Las filas de la tabla reportan los seis coeficientes clave de las regresiones para cada uno de los resultados del mercado de trabajo.

De la Tabla 3.3 surgen tres elementos importantes. En primer lugar, a excepción de empleo no registrado en el año 2004, todas las estimaciones puntuales son no estadísticamente significativas para los años anteriores al cambio de política. En segundo lugar, el empleo de las personas elegibles con niños aumenta claramente después de la reforma, aunque el tamaño de este efecto parece ser diferente a lo largo del tiempo. En tercer lugar, después de la reforma se observa una disminución (aumento) año tras año en la probabilidad de no trabajar (trabajar más de 25 horas en un empleo registrado), pero las estimaciones puntuales son sólo estadísticamente significativas en 2010.

Tomados en conjunto, los resultados indican que los adultos con hijos respondieron en algunos márgenes del mercado de trabajo a la extensión del beneficio de seguro de salud tal como sugiere la teoría económica. La respuesta a un beneficio social adicional vinculado a empleos que cumplan con la ASS, se tradujo en mayores niveles de empleo de una manera consistente con las reglas de elegibilidad al seguro de salud, es decir, un aumento significativo en el empleo registrado por 25 horas o más semanales. Los ajustes en el comportamiento del mercado de trabajo parecen haber tenido lugar principalmente a través de aquellos que vienen desde el no empleo (margen extensivo), más que por cambios en el número horas dentro de empleos

registrados o cambios entre tipos de empleo (transiciones entre empleos formales e informales). La falta de pruebas de las tendencias diferenciales preexistentes apoyan la interpretación causal de los resultados. La siguiente sección estudia los resultados por subgrupos que enfrentan diferentes incentivos al nuevo beneficio.

3.5.3. Intensidad en el tratamiento: estimaciones por edad y número de hijos

Como se discutió previamente, la reforma introdujo incentivos financieros que varían según el número y edad de los niños. Más niños suponen mayor incentivo financiero para las familias, ya que el aumento de las contribuciones sociales es independiente del número de niños que tienen acceso al seguro de salud, mientras que la ASS cubre el beneficio de todos ellos. Por otra parte, los niños más pequeños están asociados a mayores gastos de atención en salud, y con una duración más del beneficio. En este sentido, niños más chicos deberían incrementar el valor implícito del seguro de salud para sus padres.

Para explorar esta potencial fuente de heterogeneidad en los incentivos financieros, se extiende la Ecuación 3.1 del modelo básico de manera tal de permitir que el efecto tratamiento sea distinto en función del número de hijos a cargo y su rango de edad. La especificación resultante es:

$$Y_{ijt} = \alpha + \sum_k \delta^{(k)} ConHijos_{ijt}^{(k)} + \sum_k \beta^{(k)} ConHijos_{ijt}^{(k)} * PostReforma_t (3.2) \\ + X'_{ijt} \gamma + \theta_t + \varphi_j + \tau_{jt} + \epsilon_{ijt}$$

donde $ConHijos_{ijt}^{(k)}$ es una variable indicadora igual a uno si el individuo i en el departamento j en el período t tiene hijos en el grupo k , donde k representa una de

los siguientes cuatro grupos mutuamente excluyentes: un niño entre 0-10 años; un niño entre 11-17 años; dos o más niños, siendo el menor de entre 0-10 años; dos o más niños, con el menor entre 11-18 años. La matriz X_{ijt} incluye las mismas covariables que la Ecuación 3.1, y los términos adicionales representan el mismo conjunto de controles por departamento y tiempo.

Los resultados de regresiones basadas en la Ecuación 3.2 se presentan en la Tabla 3.4. Las filas reportan las estimaciones del impacto de la ESS para cada número de niños/rango de edad, $\beta^{(k)}$. Las estimaciones indican que el mayor incremento en el empleo registrado en 25 horas o más es impulsado por los adultos con al menos un hijo menor de 10 años de edad. La columna 1 indica un aumento de alrededor de 2.5 puntos porcentuales en la probabilidad de tener este tipo de empleo entre los padres con un niño de 0-10 años, y 1.8 puntos porcentuales para aquellos con dos o más niños donde el más chico tiene entre 0-10 años. Sin embargo, para individuos con un hijo de 11 a 17 o más de un niño en este grupo de edad, el incremento fue de aproximadamente 0.85 y 0.2 puntos porcentuales, respectivamente.

El resultado de efectos más fuertes sobre los padres con niños pequeños, están en línea con la evidencia disponible para países desarrollados que encuentra para este grupo mayores respuestas en el empleo a los incentivos financieros - en particular en mujeres solteras (véase Eissa y Liebman, 1996 y Meyer y Rosenbaum, 2001, para el caso del EITC y Francesconi y van der Klaauw, 2007, para el WTFC). Este resultado también sugiere que quizás hay más espacio para los incentivos introducidos por los beneficios sociales cuando el horizonte temporal del beneficio es más largo en el tiempo.

En relación al resto de los resultados del mercado de trabajo, en general los adultos con hijos entre 0-10 años son los que muestran mayores respuestas a la reforma. En conjunto, estos resultados confirman la predicción de una reacción mayor a la ESS

entre aquellos individuos con más niños, y para los que tienen un horizonte más largo del beneficio de seguro de salud para sus hijos, como se sugiere la discusión en la sección Sección 3.3.

3.5.4. Respuestas heterogéneas según arreglos familiares

La magnitud del incentivo financiero de la ESS también puede diferir de acuerdo a diferentes tipos de hogar. Se esperaría que los efectos del cambio de política fueran más fuertes entre los padres solteros, ya que la cobertura de sus hijos no depende de la situación laboral de sus parejas y no enfrentan potencialmente ninguna “doble tributación”. Los incentivos que enfrentan los adultos en pareja con hijos, sin embargo, varía de acuerdo a si el estatus laboral de su cónyuge permite el acceso al nuevo beneficio.²³

Los resultados en la Tabla 3.5 consistentes con las diferentes respuestas esperadas a la reforma. El Panel A presenta las estimaciones para los resultados del mercado de trabajo de interés, condicionando la muestra a los adultos solteros (aproximadamente 17,000 individuos de un total de más de 97,000 para toda la muestra). El patrón de resultados es similar las estimaciones en la Tabla 3.2, pero más importantes en magnitud y significatividad estadística, aún considerando un substancial número menor de observaciones. La reforma implica un aumento estadísticamente significativo (al 1 %) de 5.3 puntos porcentuales en la probabilidad de tener un empleado registrado por 25 horas o más para los padres solteros, 14 % más alto con respecto a la media pre-política. Este efecto es aproximadamente 4 veces mayor que la magnitud para el promedio de la muestra. Otra observación, es que el impacto sobre el empleo no registrado es negativo y estadísticamente significativo, implicando una disminución de 4 puntos porcentuales para el grupo de tratamiento en este

²³“Padres en pareja” incluye adultos que declaran estar casados o en pareja y que viven en el mismo hogar.

estatus laboral (columna 3). Como muestra la columna 4, esta estimación es cercana al aumento del empleo registrado - la disminución de la probabilidad de no trabajar es pequeña en términos relativos y sólo estadísticamente significativa al 10 %. Tomados en conjunto, estos resultados sugieren que la respuesta positiva en el empleo registrado por 25 horas o más en los padres solteros, no sólo fue impulsada por una disminución en el número de individuos que estaban fuera del mercado de trabajo - el resultado para el promedio de la muestra (Tabla 3.2), sino también consecuencia de una transición de empleos no registrados hacia empleos registrados.

El Panel B, Tabla 3.5, presenta las estimaciones del mismo modelo para la muestra de adultos en pareja. Las estimaciones son sustancialmente menores que para los padres solteros, aunque en línea con las estimaciones para toda la muestra. Únicamente el coeficiente para el resultado de la columna 5 es estadísticamente significativo (sólo al 10 %). Sin embargo, este efecto no es estadísticamente diferente respecto al que surge de las estimaciones para los padres solteros (p -value of 0.4991).

El hecho de que no haya evidencia robusta acerca de los efectos de la ESS sobre la muestra de padres parejas, no debe tomarse como concluyente acerca de la falta de respuesta a nivel de hogar. Dado que la cobertura de salud para los hijos de la pareja necesita que sólo uno de los padres tenga un empleo que permita el acceso a este beneficio, las respuestas individuales deberían depender de la situación laboral de su pareja. Para probar esta posibilidad, un modelo como la Ecuación 3.1 se estima para la muestra de personas en pareja, cuya especificación incluye un indicador de si la pareja del individuo está empleado en un empleo registrado al menos 25 horas o no, y su interacción con la variable de impacto de la política ($ConHijos*PosteReforma$).

La Tab. 3.5, Panel C reporta los resultados de cada uno de los coeficientes que distingue entre los dos casos, *Pareja no empleo con ESS* y *Pareja empleo con ESS*.

Tomando en conjunto los resultados del Panel C, se observa básicamente dos co-

sas. Para aquellos individuos cuyas parejas no tiene un empleo que da acceso al beneficio, la ESS implica un aumento estadísticamente significativo (al 10 %) de 1.7 puntos porcentuales en la probabilidad de tomar un empleo registrado con 25 horas semanales o más (columna 1). Este resultado parece estar asociado a una mayor entrada hacia la formalidad (aunque la estimación es no estadísticamente significativa), y a un aumento estadísticamente significativo (al 10 %) de 1.2 puntos porcentuales en la probabilidad de trabajar 25 horas o más entre aquellos que tienen un empleo registrado (columna 5). Por otro lado, como era de esperar entre aquellos individuos cuyas parejas tienen un empleo que provee acceso a la ESS, el efecto de la política no es estadísticamente diferente de cero (columna 1). Sin embargo, para este grupo se observa un aumento estadísticamente significativo al 5 % de casi 1,8 puntos porcentuales en la probabilidad de ser informales como consecuencia de la ESS (columna 3). Estos individuos no enfrentan un incentivo adicional para acceder al nuevo beneficio. De hecho, la reforma parece haber provocado un aumento estadísticamente significativo en el empleo no registrado para este grupo de alrededor de 1.8 puntos porcentuales (columna 4, significativo al 5 %). Sin embargo, el origen de este efecto parece ser una reducción del no empleo (columna 2, coeficiente de -1.5 puntos porcentuales, significativo al 10 %) en lugar de una transición del empleo registrado hacia empleos no registrados (columna 4, coeficiente de 0.27 puntos porcentuales, no es estadísticamente significativo), lo que hubiera sido más consistente con los canales discutidos en Sección 3.3.

En síntesis, las respuestas de los padres en pareja al cambio de política están en línea con las predicciones teóricas. También son consistentes con la evidencia disponible acerca de diferentes respuestas en la oferta laboral a los incentivos financieros cuando se considera la dimensión del hogar (Eissa y Hoynes, 2004), y extienden esta evidencia a un margen adicional de elección, esto es, entre empleos formales

e informales. Estos resultados también confirman la importancia de los beneficios de la seguridad social para explicar el patrón observado en empleo informal de los hogares en pareja en los países de América Latina (Galiani y Weinschelbaum, 2012).

3.5.5. Subdeclaración de ingresos salariales

Los resultados hasta aquí indicaron que los individuos reaccionaron a la reforma, con más personas que trabajan en empleos registrados ante la ASS. Esto puede ser interpretado como una respuesta en el margen extensivo de evasión de impuestos - es decir, una decisión de la empresa y/o el empleado acerca de si evadir o no el importe total de impuestos y contribuciones sociales vinculados al empleo. Como se planteó en la Sección 3.3, sin embargo, los cambios en los impuestos y los beneficios podrían también tener un impacto en el margen intensivo de la evasión de los impuestos. Los empleadores y/o empleados podrían decidir pagar impuestos por menos del monto total, y este tipo de evasión podría tomar la forma de la subdeclaración de ingresos.

Ya sea como resultado de una colusión entre empresarios y trabajadores o decisiones unilaterales de evasión de los empleadores, la reforma debería de incrementar de manera no ambigua la subdeclaración de ingresos salariales en el empleos registrados. Como se discutió en la Sección 3.4, esta posibilidad es abordada empíricamente a través de la respuesta del individuo a una pregunta específica en la encuesta sobre si las contribuciones a la ASS para su trabajo (actual) registrado se basan en la cantidad total de sus ingresos laborales. La Tabla 3.1 indica que alrededor del 10 % de los trabajadores registrados subdeclaraban ingresos laborales en el período en estudio. La columna 1 del Panel A en la Tabla 3.6 presenta las estimaciones de diferencias en diferencias del impacto de la ESS sobre la probabilidad de subdeclaración de ingresos salariales a la ASS para la muestra restringida de empleados registrados. Como era de esperar, el signo del coeficiente es positivo, sin embargo no significativamente

diferente de cero. Como se discutió en la Sección 3.3, el impacto de la política sobre la subdeclaración puede ser heterogéneo según el tamaño de las empresa donde está empleado el trabajador. Como se señala en estudios recientes, la evasión de impuestos por parte de empleadores y empleados es más difícil de sostener en las grandes empresas, mientras que puede haber más margen para reportar incorrectamente los ingresos salariales en firmas pequeñas (Kleven et al., 2009). La incidencia promedio de 10 % de este resultado en la muestra es más importante en empresas pequeñas: el 18 % de los empleados en firmas con menos de 10 trabajadores responden subdeclarar ingresos, mientras que en firmas con más de 50 empleados sólo el 4 % reporta subdeclarar.²⁴

Para testear esta predicción, se vuelve a estimar la misma regresión pero condicional al tamaño de empresa. Los resultados se presentan en las columnas 2 a 4 del Panel A, Tabla 3.6. De acuerdo con lo que se espera, las estimaciones muestran un efecto significativo estadísticamente entre los trabajadores en las empresas con menos de 10 empleados, que exhiben una incremento en la probabilidad de subdeclarar ingresos salariales de casi 3.6 puntos porcentuales luego de la reforma; un aumento de alrededor de 19 % en relación al promedio pre-política. Los coeficientes para individuos en empresas con 10 a 49 y más de 50 empleados son sustancialmente menores en valor absoluto (-0,52 y -0,31 puntos porcentuales) y no significativamente diferentes de cero. Si estos resultados estuvieran efectivamente vinculados al cambio de política analizado y no por algún otro tipo de factores expúreos, deberían observarse únicamente en aquellos empleos que dan el acceso al nuevo beneficio, esto es, empleos registrados con 25 horas o más por semana. El Panel B reporta las estimaciones para la muestra restringida a esta población, mientras que el Panel C

²⁴Este patrón entre tamaño de empresas es similar para el empleo registrado. En empresas de menos de 10 trabajadores la tasa de empleo no registrado es del 45 %, mientras que esta magnitud se reduce a 4 % en aquellas con más de 50 empleados.

presenta los resultados para la muestra de individuos en empleos registrados pero trabajando menos de 25 horas, como un placebo test adicional. Los resultados de estas estimaciones confirman que el efecto de la ESS sobre la subdeclaración de ingresos está asociado a las firmas pequeñas (4.1 puntos porcentuales, columna 1), y este es explicado básicamente para aquellos que tienen un empleo compatible con los requisitos para ser elegibles al beneficio.

En síntesis los resultados son consistentes con la literatura empírica reciente que presenta evidencia de que los cambios en los sistemas de impuesto-beneficios afectan (de manera unilateral o colusiva) la decisión de los trabajadores y/o empresas a presentar información de ingresos errónea a las autoridades fiscales para reducir contribuciones sociales u otros impuestos (Tonin, 2011; Kumler et al., 2013). Estos resultados también están en línea con evidencia no causal de que este comportamiento es más factible en empresas pequeñas, pero menos probable a gran escala (Chetty et al., 2012; Kumler et al., 2013).

3.6. Robustez

A continuación se presenta una serie de ejercicios de robustez y pruebas de especificación de las estimaciones de diferencias en diferencias previamente discutidas. Estos ejercicios se basan en la especificación como en la Ecuación 3.1 o en alguna variación de ésta.

La interpretación del estimador de diferencias en diferencias del impacto de la ESS como efecto causal descansa en una serie de supuestos, como se discutió en la Sección 3.4. El principal supuesto de identificación es que en ausencia de la reforma los cambios en los resultados habrían sido similares para los individuos elegibles y no elegibles. Mientras que esta situación contrafactual es por naturaleza no compro-

bable, es posible evaluar hipótesis auxiliares que son consistentes con el supuesto de identificación. Una opción es considerar el período pre-reforma y establecer si hay tendencias comunes en los resultados de interés, de manera tal de observar si la reforma representa un desvío respecto a estas tendencias entre ambos grupos.²⁵ Las estimaciones del impacto de la ESS a partir de la especificación año a año en la Tabla 3.3 y la Figura 3.2 proporcionaron la primera evidencia de que la estrategia empírica no estaría capturando diferencias sistemáticas en las tendencias de largo plazo entre adultos con y sin hijos. Como una prueba adicional se presenta un ejercicio de falsificación. Este consiste en re-estimar el modelo principal, pero restringiendo la muestra al período previo a la reforma (2004-2007) y probar efectos placebo de políticas. Por ejemplo, las observaciones para los años 2004 y 2005 pueden reconsiderarse como el período pre-reforma, y los años 2006 y 2007 como el período posterior a la reforma, con las interacciones y el resto de los términos definidos como si la política (placebo) se hubiera implementado en 2006-2007. Si las estimaciones resultantes son significativas, estarían indicando diferencias sistemáticas en las tendencias subyacentes previo a la reforma. Esto pondría en duda la validez del grupo de comparación como posible contrafactual de la situación sin tratamiento. La Tabla 3.7, Panel A, presenta los resultados de este ejercicio para los principales resultados presentados.²⁶ El coeficiente que captura el efecto de la reforma no es estadísticamente significativa en los niveles estándar para ninguno de los falsos experimentos considerados, excepto para el empleo no registrado a un nivel significatividad estadística de 10 %. En conjunto, estos resultados apoyan la hipótesis

²⁵Por ejemplo, la economía uruguaya creció de manera importante durante el período bajo estudio, y los individuos con y sin hijos podrían haber tendido distintas respuestas (aún condicionando por características observables) a los episodios de crecimiento. Si antes de la reforma el empleo hubiese crecido más en el grupo tratamiento que en el grupo de comparación, las estimaciones del impacto de la ESS estarían captando este efecto más que el efecto del programa.

²⁶La prueba de falsificación para el resultado de subdeclaración de ingresos no se realizara debido a que la ECH comenzó a recopilar información sobre este resultado a partir de 2006.

de que los grupos de tratamiento y de comparación mostraron tendencias similares antes de la reforma.

Una preocupación adicional acerca de la estrategia de identificación es que los grupos tratamiento y comparación pueden haber variado en el tiempo, haciendo que se confunda el efecto de la política con efectos composición. Si bien las estadísticas descriptivas de la Tabla 3.1 indican que las principales características demográficas de ambos grupos no cambiaron sustancialmente antes y después de la política, estas diferencias de medias de corte transversal podrían estar ocultando variaciones en la distribución entre grupos. Por ejemplo, dado que los individuos con y sin hijos tienen diferencias en la distribución de edades, las tendencias de la oferta laboral entre grupos podría diferir por cohorte. El Panel B de la Tabla 3.7 presenta resultados de una especificación que incluye un conjunto de interacciones entre cohorte de nacimiento de los individuos y semestre, a partir de cohortes de 8 años. Los coeficientes estimados son algo menores en relación a las estimaciones de base, pero siguen siendo significativos a los niveles de confianza habituales - con excepción de la variable trabajar 25 horas semanales o más, condicional a empleo registrado (columna 5). También se estimaron regresiones incluyendo términos de interacción entre la variable indicadora *ConHijos* y un conjunto de covariables demográficas, permitiendo así que las variables de control entren por separado para cada grupo. Las estimaciones en el Panel C (Tabla 3.7) indican que los principales resultados son robustos a esta alternativa. Se estima una especificación adicional que incluye interacciones entre todas las variables de control y la variable indicadora de post-2008. Esta especificación explora si otras covariables podrían explicar las respuestas en el mercado de trabajo para los individuos con hijos menores a 18 años en relación a los adultos sin hijos, luego de 2008. El Panel D, indica que los principales resultados son robustos a la inclusión de estos controles adicionales, a excepción de trabajar 25

3.7 Conclusiones

horas o más condicional a empleo registrado que no es significativamente diferente de cero.

Por último, el Panel E en la Tabla 3.7 presenta las estimaciones pero restringiendo la muestra a los individuos de bajos ingresos (ingresos nominales por debajo de los 2,5 BPC). Como se mencionó anteriormente, este grupo constituye un cuasi-experimento “puro” en la medida que este grupo se beneficia de la ESS si tiene hijos, pero no enfrentan ningún aumento en las contribuciones sociales. Las estimaciones de este ejercicio, sin embargo, deben interpretarse con cierta cautela. Además de la falta de poder estadístico (la muestra de estos subgrupos es sustancialmente más pequeño), esta comparación está condicionada a una resultado potencialmente endógeno a la política (ingresos), así como el grupo de tratamiento y comparación, en este caso, presentan cambios sustanciales en sus composiciones antes y después de la reforma (no se reporta). Los coeficientes estimados de interés son de magnitud similar a los que surgen de las estimaciones iniciales (Tabla 3.2), sin embargo, sólo el impacto en el empleo registrado por 25 horas o más semanales es estadísticamente significativo al 10 %.

En general, el conjunto de pruebas presentado en esta sección sugiere que la posibilidad de diferencias sistemáticas en el tiempo en el comportamiento del grupo de tratamiento y comparación, así como cambios en su composición, no estarían introduciendo una “falsa” correlación entre los resultados y la reforma, y por lo tanto no parecen estar explicando los principales resultados.

3.7. Conclusiones

El artículo explora un cambio en el sistema de seguridad social de Uruguay, para estudiar si el comportamiento en el mercado de trabajo y en la declaración de ingre-

los laborales responde a los beneficios sociales. La política analizada fue la extensión del beneficio de seguro de salud a los hijos de trabajadores en empleos registrados ante la administración de seguridad social. Antes de la reforma de 2008, el seguro de salud sólo cubría a los trabajadores que cumplieran básicamente con dos requerimientos: estar registrados (y por lo tanto realizar contribuciones a la seguridad social) y trabajar al menos 25 horas semanales. En 2008, cuando el cambio de política fue implementado el seguro extendió la cobertura de salud a los hijos menores de 18 años de estos trabajadores. Dado que el gasto privado de los hogares en niños menores a 18 años es elevado y al hecho de que el seguro de salud es un beneficio altamente valorado por la población, se esperaría que este cambio de política altere las decisiones de los adultos en el mercado de trabajo de manera consistente con los requerimientos para ganar el acceso al seguro para sus hijos. A partir de en un enfoque de diferencias en diferencias que compara adultos con y sin hijos, el análisis empírico sugiere que la extensión de este beneficio social tuvo un impacto significativo sobre el empleo. Específicamente, la proporción de individuos en empleo registrado por 25 horas o más semanales aumentó 1.6 puntos porcentuales, aproximadamente 5 % más en relación al promedio antes de la reforma. La evidencia sugiere que en promedio los ajustes en el comportamiento del mercado de trabajo parecen haber tenido lugar principalmente desde el no empleo (margen extensivo), más que por cambios en el número horas dentro de empleos registrados o cambios entre tipos de empleo (transiciones entre empleos formales e informales). Sin embargo, para los padres solteros cuyas respuestas no dependen de los arreglos laborales dentro del hogar, el impacto de la reforma en el empleo registrado por 25 horas o más fue más importante en relación al promedio de los adultos y estaría asociado tanto a un aumento en la participación como a un efecto sustitución entre empleos no registrados y registrados. Por otro lado, los resultados sugieren que para hogares con adultos en pareja la respuesta de

los padres en el mercado de trabajo a la ESS parece estar condicionada al estatus laboral de su compañero. Esto es, aquellos adultos cuyas parejas no se encontraban en un estatus laboral que diera acceso al seguro de salud para sus hijos, aumentaron su oferta laboral en la forma de empleo registrado en 25 horas semanales o más. Sin embargo, no se encontró evidencia de esta respuesta entre los padres cuyas parejas tienen un empleo compatible con los requisitos de acceso al beneficio para sus hijos.

Los resultados también indican un patron complejo de respuestas de evasión impositiva en el mercado laboral ante la introducción de la ESS, las cuales van más allá de los cambios en el empleo registrado. En particular, se encuentra que el nuevo beneficio incrementa la probabilidad de subdeclaración de ingresos salariales entre los adultos con hijos en casi 4 puntos porcentuales, y que esta respuesta está básicamente asociada a aquellos que trabajan en firmas pequeñas. Este resultado sugiere que el costo adicional para financiar el nuevo beneficio entre aquellos ya registrados o el costo total en términos de contribuciones (más del 30 % del salario nominal) para empleados y empleadores, en el caso de registrarse ante la ASS para ganar el beneficio, deja un espacio para reportar menos ingresos laboral y evadir así parte de las cargas impositivas sobre el empleo. Aún cuando el análisis no nos permite determinar cuál es el mecanismo que está detrás de este resultado, la evidencia es consistente con los estudios que sugieren un comportamiento de colusión entre trabajadores y firmas o de “desinformación” de los primeros e “imposición” de los segundos. Adicionalmente, los resultados arrojan evidencia causal de que la respuesta en este margen es relevante en firmas pequeñas, donde los factores asociados a la escala hacen menos dificultosa la ingeniería para engañar a la autoridad fiscal.

Cuando se toman en cuenta las respuesta en estos márgenes adicionales de evasión impositiva, los *trade-offs* relevantes para los trabajadores y el gobierno en términos del sistema de impuestos-beneficios se hacen más complejos. En términos de evasión

impositiva, la respuesta ante cambios de política no solamente se basa en la elección entre empleos registrados o no registrados, sino también entre el no registro, registro parcial (evadiendo parte de los impuestos al trabajo) y empleo registrado sin subdeclaración de ingresos a la autoridad fiscal. Los resultados confirman la percepción de que los incentivos laborales no solamente operan dentro del “marco de la ley”, y que el diseño de sistemas de seguridad social deberían de considerar estas dimensiones adicionales.

Los márgenes mencionados tienen importantes consecuencias de política que no están contempladas por el modelo canónico de oferta de trabajo. Por ejemplo, los programas de transferencia social pueden generar desincentivos laborales, pero, en un contexto de evasión impositiva, podrían terminar incentivando al empleo no registrado, con distintas implicancias fiscales. Adicionalmente, estos elementos son especialmente importantes para el bienestar de los hogares y su habilidad para absorber los shocks cuando los beneficios de la seguridad social están ligados al empleo registrado. Si bien el análisis en este trabajo se enfoca en la expansión de un beneficio social específico, los mecanismos subyacentes son particularmente relevantes en el contexto de iniciativas de austeridad y reducción de beneficios sociales.

Las implicancias de este estudio no son únicamente relevantes para países en desarrollo con gran parte de la fuerza de trabajo en la informalidad laboral. Las consecuencias de política también son importante para economías avanzadas. La mayoría de los países de la OECD tuvieron un aumento de la economía informal durante las ultimas dos décadas (Schneider y Enste, 2000; Schneider, 2005), y por lo tanto, enfrentan *trade-offs* similares a aquellos descriptos para Uruguay, al menos para un subgrupo de la fuerza laboral.

Finalmente, en el contexto del empleo asalariado, es necesario entender los canales a través de los cuales el sistema de impuestos y beneficios implica cambios en

3.7 Conclusiones

el comportamiento de la evasión. Por ejemplo, sería importante distinguir entre las situaciones en las que el empleador y el empleado coluden para evadir impuestos y aquellas donde la empresa ejerza prácticas de evasión unilateral. La presentación de reportes de ingresos de ambas partes: empleados y empleadores (que se ha destacado como una medida eficaz para inducir al cumplimiento), quizás también pueden desempeñar un papel importante en la reducción del empleo no registrado y el sector informal, en general, en los países en desarrollo.

Bibliografía

- [1] Abadie, A., 2005. Semiparametric difference-in-differences estimators. *The Review of Economic Studies* 72 (1), 1-19.
- [2] Allingham, M. G., Sandmo, A., 1972. Encome tax evasion: a theoretical analysis. *Journal of Public Economics* 1(3-4), 323-338.
- [3] Amarante, V., Manacorda, M., Miguel, E., Vigorito, A., 2011. Do cash transfers improve birth outcomes? Evidence from matched vital statistics, social security and program data. NBER WorkEng Paper 17690.
- [4] Angrist, Joshua D., Krueger, Alan B., 1999. Empirical strategies in labor economics. En: Ashenfelter, Orley, Card, David (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, Volume 3A. Elsevier, Amsterdam, pp. 1277-1366.
- [5] Angrist, J. D., Pischke, J.-S., 2008. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press, Princeton.
- [6] Athey, S., Imbens, G. W., 2006. Identification and Enference En nonlinear difference-in-differences models. *Econometrica* 74(2), 431-497.
- [7] Banco de Previsión Social, 2008. *Boletín Estadístico 2008*, BPS, Montevideo. Disponible en: <http://www.bps.gub.uy>.

- [8] Banco de Previsión Social, 2009. Boletín Estadístico 2009, BPS, Montevideo.
Disponible en: <http://www.bps.gub.uy>.
- [9] Ben-Shalom, Y., Moffitt, R., Scholz, J. K., 2011. An Assessment of the Effectiveness of Anti-Poverty Programs in the United States. En: Jefferson, P. (Ed.), Oxford Handbook of the Economics of Poverty, Oxford University Press. En prensa
- [10] Bosh, M., Manacorda, M., 2012. Social Policies and Labor Market Outcomes En Latin America and the Caribbean: A Review of the Existing Evidence. CEP Occasional paper 32.
- [11] Blundell, R., MaCurdy, T., 1999. Labor supply: a review of alternative approaches. En: Ashenfelter, O., Card, D. (Eds.), Handbook of Labor Economics, Volume 3A. Elsevier Science, Amsterdam, pp. 1559-1695.
- [12] Borgia, F., 2008. Health En Uruguay: Progress and Challenges in the Right to Health Care Three Years after the First Progressive Government. Social Medicine 3(2), 110-125.
- [13] Bound, J., Burkhauser, R. V., 1999. Economic analysis of transfer programs targeted on people with disabilities. En: Ashenfelter, O., Card, D. (Eds.), Handbook of Labor Economics, Volume 3. Elsevier, Amsterdam, pp. 3417-3528.
- [14] Chetty, R., Friedman, J., Saez, E., 2012. Using Differences in Knowledge Across Neighborhoods to Uncover the Impacts of the EITC on Earners. NBER Working Paper 18232.
- [15] Cowell, F. A., 1985. Tax Evasion with Labour Income. Journal of Public Economics 26 (1), 19-34.

- [16] Cruces, G., Galiani, S., Kidyba, S., 2010. Payroll taxes, wages and employment: Identification through policy changes. *Labour Economics* 17(4), 743-749.
- [17] Eissa, N., Liebman, J. B., 1996. Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit. *Quarterly Journal of Economics* 111(2), 605-637.
- [18] Eissa, N., Hoynes, H. W., 2006. Behavioral Responses to Taxes: Lessons from the EITC and Labor Supply. En: Poterba, J. M. (Ed.), *Tax Policy and the Economy*, Vol. 20, MIT Press, Cambridge, pp. 73-110.
- [19] Feldman, N. E., Slemrod, J., 2007. Estimating tax noncompliance with evidence from unaudited tax returns. *The Economic Journal* 117(518), 327-352.
- [20] Ferreira-Coimbra, N., Forteza, A., 2004. Protección social en Uruguay: Financiamiento, cobertura y desempeño, 1990-2002. Oficina Internacional del Trabajo, Santiago de Chile.
- [21] Francesconi, M., van der Klaauw, W., 2007. The socioeconomic consequences of “in-work” benefit reform for British lone mothers. *Journal of Human Resources* 42(1), 1-31.
- [22] Galiani, S., Weinschelbaum, F., 2012. Modelling Informality Formally: Households and Firms. *Economic Enquiry* 50(3), pages 821-838.
- [23] Gasparini, L., Tornarolli, L., 2009. Labor Informality in Latin American and the Caribbean: Patterns and Trends from Household Surveys Microdata. *Desarrollo y Sociedad* 63 (June), 13-80.
- [24] Gruber, J., 1997. The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile. *Journal of Labor Economics* 15(S3), S72-S101.

- [25] Heckman, J. J., Pages, C., 2004. Introduction to “Law and Employment: Lessons from LatEn America and the Caribbean”. En: Heckman, J. J., Pages, C. (Eds.), Law and Employment: Lessons from LatEn America and the Caribbean. National Bureau of Economic Research and University of Chicago Press, Chicago, pp. 1-107.
- [26] Kleven, H. J., Kreiner, C. T., Saez, E., 2009. Why can Modern Governments Tax so Much? An Agency Model of Firms as Fiscal Intermediaries, NBER Working Papers 15218.
- [27] Kleven, H. J., Knudsen, M., Kreiner, C. T., Pedersen, S. L., Saez, E., 2011. Unwilling or Unable to Cheat? Evidence from a Tax Audit Experiment in Denmark. *Econometrica* 79 (3), 651-692.
- [28] Krueger, A. B., Meyer, B. D., 2002. Labor supply effects of social Insurance. En: Auerbach, A., Feldstein, M. (Eds.), Handbook of Public Economics, Volume 4. North-Holland, Amsterdam, pp. 2327-2392.
- [29] Kumler, T. J., Verhoogen, E. A., Frias, J., 2013. Enlisting Employees in Improving Payroll-Tax Compliance: Evidence from Mexico. NBER Working Papers 19385.
- [30] La Porta, R., Shleifer, A., 2008. The Unofficial Economy and Economic Development. Brookings Papers on Economic Activity 2008, 275-352.
- [31] Levy, S., 2008. Good Intentions, Bad Outcomes: Social Policy, Informality and Economic Growth En Mexico. The Brookings Enstitute, WashEngton, D.C.
- [32] Manacorda, Marco, Miguel, Edward, Vigorito, Andrea, 2011. Government

- Transfers and Political Support. American Economic Journal: Applied Economics 3 (3), 1-28.
- [33] Meyer, B. D., Rosenbaum, D. T., 2001. Welfare, the earned Encome tax credit, and the labor supply of single mothers. The Quarterly Journal of Economics 116 (3), 1063-1114.
- [34] Ministerio de Salud Pública, 2010a. Cuentas Nacionales en Salud 2005-2008. MSP, Montevideo. Disponible en http://www.msp.gub.uy/ucecsalud_5734_1.html
- [35] Ministerio de Salud Pública, 2010b. Logros y desafíos en términos de Equidad en Salud en Uruguay, Documentos de Trabajo de Economía de la Salud No 1/10, MSP, Montevideo. Disponible en http://www.msp.gub.uy/ucecsalud_5680_1.html
- [36] Moffitt, R. A., 2003. Means-Tested Transfer Programs in the United States. En: Moffitt, R. A. (Ed.), National Bureau of Economic Research and University of Chicago Press, Chicago.
- [37] Potter Gunter, S., 2012. State Earned Encome Tax Credits and the Participation in Regular and Informal Work. Colby College. National Tax Journal, forthcoming.
- [38] Saez, E., Slemrod, J.I, Giertz, S., 2012. The Elasticity of Taxable Encome with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review. Journal of Economic Literature 50(1): 3-50.
- [39] Sandmo, A., 1981. Encome Tax Evasion, Labour Supply, and the Equity-Efficiency tradeoff. Journal of Public Economics 16(3), 265-288.

- [40] Sandmo, A., 2011. An evasive topic: theorizing about the hidden economy. *International Tax and Public Finance* 19(1), 5-24.
- [41] Schneider, F., 2005. Shadow economies around the world: what do we really know?. *European Journal of Political Economy* 21 (3), 598-642.
- [42] Schneider, F., Enste, D. H., 2000. Shadow economies: size, causes, and consequences. *Journal of Economic Literature* 38 (1), 77-114.
- [43] Shaw, J., Slemrod, J. B., WhitEng, J., 2010. Administration and Compliance. En: Besley, A., S., Besley, T. Blundell, R., Bond, S., Chote, R., Gammie, M., Johnson, P., Myles, G., Poterba, J. (Eds.), *Dimensions of Tax Design: The Mirrlees Review*. Institute of Fiscal Studies and Oxford University Press, pp. 1100– 1162.
- [44] Slemrod, J., 2007. Cheating ourselves: The economics of tax evasion. *Journal of Economic Perspectives*, 21(1), 25-48.
- [45] Slemrod, J., Weber, C., 2012. Evidence of the Envisible: Toward a Credibility Revolution in the Empirical Analysis of Tax Evasion and the Informal Economy. *Enternational Tax and Public Finance* 19 (1), 25-53.
- [46] Tonin, M., 2011. Minimum wage and tax evasion: Theory and evidence. *Journal of Public Economics* 95 (11-12), 1635-1651.
- [47] Yitzhaki, S., 1974. A note on income tax evasion: a theoretical analysis. *Journal of Public Economics* 3(2), 201-202.

Tablas y Figuras

Tabla 3.1: Estadísticas descriptivas (Encuesta Continua de Hogares, ECH) 2004 a 2010, y contribuciones sociales sobre el ingresos laboral.

	Individuos sin hijos				Individuos con hijos < 18				Coeficiente Diff-in-Diff
	Pre		Post		Pre		Post		
	Media	DS	Media	DS	Media	DS	Media	DS	
1. Estadísticas de la Muestra									
A. % Población	0.23		0.26		0.77		0.74		
B. Características									
Edad	39.66	9.93	39.62	9.89	38.49	7.62	38.56	7.58	0.117
Educación secundaria o menos	0.72	0.45	0.72	0.45	0.85	0.35	0.86	0.35	0.002
Algún año Universidad o mas	0.28	0.45	0.28	0.45	0.15	0.35	0.14	0.35	-0.002
Hombre	0.48	0.50	0.49	0.50	0.39	0.49	0.40	0.49	0.005
Jefe de hogar	0.63	0.48	0.65	0.48	0.50	0.50	0.53	0.50	0.012
Casado/Pareja	0.65	0.48	0.63	0.48	0.89	0.32	0.87	0.33	0.013*
# Hijos en edad 0 - 10	0.00	0.00	0.00	0.00	1.12	0.99	1.06	0.95	-0.061***
# Hijos en edad 11 - 17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.80	0.83	0.81	0.85	0.013*
# Hijos > 18	0.00	0.00	0.00	0.00	0.28	0.60	0.26	0.57	-0.016***
Número total de hijos	0.00	0.00	0.00	0.00	2.20	1.13	2.14	1.10	-0.064***
Región									
Montevideo	0.71	0.46	0.69	0.46	0.59	0.49	0.60	0.49	0.024***
Norte	0.06	0.24	0.06	0.24	0.10	0.30	0.09	0.29	-0.007*
Centro - Norte	0.07	0.25	0.08	0.27	0.10	0.30	0.10	0.30	-0.007
Centro - Sur	0.05	0.23	0.06	0.23	0.07	0.26	0.08	0.26	-0.002
Sur	0.11	0.32	0.11	0.32	0.13	0.34	0.13	0.33	-0.007
Tamaño de firma									
< 10 emps	0.41	0.49	0.34	0.47	0.44	0.50	0.38	0.49	0.014
10-49 emps	0.22	0.42	0.24	0.43	0.22	0.42	0.23	0.42	-0.009
> 49 emps	0.36	0.48	0.43	0.49	0.34	0.47	0.39	0.49	-0.005
Industria									
Agricultura	0.04	0.20	0.04	0.20	0.06	0.24	0.06	0.23	0.001
Industria	0.10	0.30	0.09	0.28	0.11	0.32	0.11	0.31	0.005
Manufactura	0.07	0.26	0.08	0.28	0.08	0.26	0.07	0.26	-0.010**
Construcción	0.06	0.23	0.06	0.25	0.07	0.26	0.09	0.28	0.005
Comercio	0.23	0.42	0.23	0.42	0.20	0.40	0.22	0.41	0.016**
Transporte/comun	0.07	0.26	0.09	0.28	0.08	0.27	0.08	0.27	-0.012**
Finanzas/profesional	0.11	0.32	0.12	0.32	0.08	0.26	0.07	0.26	-0.009
Educación/Salud	0.19	0.40	0.18	0.39	0.17	0.38	0.17	0.37	0.005
Personal	0.12	0.32	0.10	0.31	0.15	0.36	0.14	0.34	-0.001
C. Resultados del mercado de trabajo									
Empleo registrado ≥ 25h	0.58	0.49	0.67	0.47	0.46	0.50	0.57	0.50	0.016*
No empleado	0.21	0.41	0.16	0.36	0.33	0.47	0.25	0.43	-0.020***
Empleo no registrado	0.16	0.36	0.12	0.32	0.16	0.37	0.13	0.34	0.005
Empleo registrado	0.63	0.48	0.72	0.45	0.51	0.50	0.62	0.49	0.014*
Empleo registrado ≥ 25h / registrado	0.92	0.26	0.92	0.26	0.91	0.29	0.92	0.28	0.007
Subdeclaración de ingresos a ASS	0.10	0.30	0.09	0.28	0.10	0.30	0.10	0.30	0.01
2. Contribuciones sociales a la ASS									
A. Seguro de Salud	8		9.5		8		11		
Empleado	3		4.5		3		6		
Empleador	5		5		5		5		
B. Resto de los beneficios sociales	22.75		22.75		22.75		22.75		
Empleado	15.125		15.125		15.125		15.125		
Empleador	7.625		7.625		7.625		7.625		
C. Total (A+B)	30.75		32.25		30.75		33.75		

Notas: DS denota la desviación estándar. “Pre” se refiere al período comprendido entre el segundo semestre de 2004 al segundo semestre de 2007. “Post” se refiere al período comprendido entre el primer semestre de 2009 para el segundo semestre de 2010. “Coeficiente de Diff-en-Diff” se refiere al coeficiente de impacto calculado por una regresión como (1) (sin controles) de cada variable en el panel B y C. “# children” indica el número de niños por grupo de edad. La muestra incluye a personas de 25-55 años de edad para empleo registrado ≥25h, no empleado, empleo no registrado y registrado (97.552 observaciones). La muestra incluye asalariados del sector privado registrado de 25 a 55 años de edad para empleo registrado ≥25h/empleo registrado (56.707 observaciones). La muestra incluye a los empleados registrados del sector privado asalariado 25-55 años para subdeclaración de ingresos (50.669 observaciones) - la información está disponible sólo a partir de 2006. Las medias son ponderados por los ponderadores de la ECH. Las contribuciones sociales corresponden a diciembre de 2007 (“Pre”) y 2008 (“Post”). El “beneficio de Seguro de Salud” incluye la contribución tanto para las prestaciones de enfermedad y la cobertura de seguro de salud. Los cambios en las contribuciones sociales corresponden a aquellos empleados registrados con ingresos asalariados ≥ 2,5 veces BPC (nivel umbral de beneficios y contribuciones - UYU 1.775 en 2008). Las contribuciones sociales para los trabajadores asalariados registrados con ingresos <2,5 veces BPC se mantuvo sin cambios después de la reforma. “Resto del seguro social” incluye “Fondo de Reconversión Laboral”, y las contribuciones a la jubilación.

Tabla 3.2: Efecto de la extensión del seguro de salud en la oferta de trabajo y empleo registrado. Estimaciones de diferencias en diferencias.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Empleo registrado ≥ 25h	No empleo	Empleo no registrado	Empleo registrado	Empleo registrado ≥ 25h/ registrado
ConHijos*Postreforma	0.0162** [0.0075]	-0.0162** [0.0063]	0.001 [0.0058]	0.0152** [0.0073]	0.0107** [0.0052]
ConHijos	0.0239*** [0.0066]	-0.0292*** [0.0059]	-0.0052 [0.0055]	0.0344*** [0.0066]	-0.0132*** [0.0048]
Observaciones	97552	97552	97552	97552	56707
R ²	0.26	0.24	0.05	0.25	0.17
Media variable dependiente	0.46	0.33	0.16	0.51	0.91

Notas: La muestra incluye a personas 25-55 (asalariados del sector privado para el empleo registrado ≥25h/empleo registrado, todas las personas para empleo registrado ≥25h, no empleo, empleo registrado, empleo no registrado) años de edad. Los datos corresponden al segundo semestre de 2004 hasta el segundo semestre de 2007 y desde el primer semestre de 2009 hasta el segundo semestre de 2010 de la Encuesta Continua de Hogares (ECH). La variable *ConHijos* es igual a 1 si el individuo tiene al menos un hijo menor de 18 años de edad, y 0 en caso contrario. La variable *Postreforma* es igual a 1 para los años 2009 a 2010, y 0 en caso contrario. Los coeficientes estimados corresponden a la regresión en la Ecuación 3.1. Las regresiones son modelos de probabilidad lineal para los resultados de las columnas (1) a (5). Los controles incluyen el número de hijos, el número de niños de 0-5 años de edad, variables *dummy* para la edad (6 categorías), el género, jefe de hogar, estado civil, educación (6 categorías), región de residencia (19 categorías), tamaño de la empresa (5 categorías), industria (9 categorías) (los dos últimos sólo están incluidos para el empleo registrado ≥25h/empleo registrado), y semestre (11 categorías). Los controles incluyen también las interacciones entre la edad y los grupos de educación y el número de niños, y el tiempo y la región de residencia. Todos los errores estándar (entre paréntesis) son Huber-White errores estándar robustos. Las regresiones están ponderadas por ponderadores de la ECH. Las medias reportadas de las variables dependientes corresponden al período anterior a la reforma (2004-2007).

* significativo al 10 %; ** significativo al 5 %; *** significativo al 1 %.

Tabla 3.3: Efecto de la extensión del seguro de salud en la oferta de trabajo y empleo registrado. Especificación dinámica de la ecuación de diferencias en diferencias.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Empleo registrado ≥ 25h	No empleo	Empleo no registrado	Empleo registrado	Empleo registrado ≥ 25h/ registrado
<i>ConHijos*Año (dummies)</i>					
2010	0.0249** [0.0114]	-0.0222** [0.0095]	0.0053 [0.0084]	0.017 [0.0110]	0.0158** [0.0077]
2009	0.0260** [0.0114]	-0.0064 [0.0094]	-0.0135 [0.0084]	0.0199* [0.0110]	0.0106 [0.0076]
2007	0.0012 [0.0110]	0.0009 [0.0091]	0.0024 [0.0083]	-0.0033 [0.0107]	0.0053 [0.0075]
2006	0.0087 [0.0111]	-0.0061 [0.0094]	-0.0014 [0.0083]	0.0075 [0.0109]	-0.0047 [0.0076]
2005	0.0173 [0.0147]	0.0065 [0.0128]	-0.0083 [0.0122]	0.0018 [0.0145]	0.0154 [0.0109]
2004	0.0211 [0.0194]	0.0222 [0.0168]	-0.0339** [0.0166]	0.0118 [0.0192]	0.0039 [0.0139]
Observaciones	117001	117001	117001	117001	68515

Notas: La muestra incluye a personas 25-55 (asalariados del sector privado para el empleo registrado ≥25h/empleo registrado, todas las personas para empleo registrado ≥25h, no empleo, empleo registrado, empleo no registrado) años de edad. Los datos corresponden al segundo semestre de 2004 hasta el segundo semestre de 2007 y desde el primer semestre de 2009 hasta el segundo semestre de 2010 de la Encuesta Continua de Hogares (ECH). La variable *ConHijos* es igual a 1 si el individuo tiene al menos un hijo menor de 18 años de edad, y 0 en caso contrario. La variable *Postreforma* es igual a 1 para los años 2009 a 2010, y 0 en caso contrario. Los coeficientes estimados corresponden a la regresión en la Ecuación 3.1. Las regresiones son modelos de probabilidad lineal para los resultados de las columnas (1) a (5). Los controles incluyen el número de hijos, el número de niños de 0-5 años de edad, variables *dummy* para la edad (6 categorías), el género, jefe de hogar, estado civil, educación (6 categorías), región de residencia (19 categorías), tamaño de la empresa (5 categorías), industria (9 categorías) (los dos últimos sólo están incluidos para el empleo registrado ≥25h/empleo registrado), y años (6 categorías). Los controles incluyen también las interacciones entre la edad y los grupos de educación y el número de niños, y el tiempo, región de residencia y *dummies* para *ConHijos*Año*. El año omitido es 2008. Todos los errores estándar (entre paréntesis) son Huber-White errores estándar robustos. Las regresiones están ponderadas por ponderadores de la ECH. Las medias reportadas de las variables dependientes corresponden al período anterior a la reforma (2004-2007).

* significativo al 10 %; ** significativo al 5 %; *** significativo al 1 %.

Tabla 3.4: Efecto de la extensión del seguro de salud en la oferta de trabajo y empleo registrado según número y edad de los niños. Estimaciones de diferencias en diferencias.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Empleo registrado ≥ 25h	No empleo	Empleo no registrado	Empleo registrado	Empleo registrado ≥ 25h/ registrado
<i>Grupos hijos (dummies)*Postreforma</i>					
Un niño edad 0-10	0.0246** [0.0100]	-0.0126 [0.0085]	-0.0119 [0.0075]	0.0245** [0.0098]	0.0066 [0.0069]
Un niño edad 11-17	0.0084 [0.0104]	-0.012 [0.0092]	0.0026 [0.0081]	0.0095 [0.0103]	0.0113 [0.0078]
Dos niños o más, más joven edad 0-10	0.0183** [0.0083]	-0.0184** [0.0073]	0.0031 [0.0066]	0.0153* [0.0082]	0.0116* [0.0060]
Dos niños o más, más joven edad 11-17	0.0023 [0.0133]	-0.0212* [0.0119]	0.0174 [0.0110]	0.0038 [0.0132]	0.0123 [0.0103]
Observaciones	97552	97552	97552	97552	56707
Media variable dependiente	0.46	0.33	0.16	0.51	0.91

Notas: La muestra incluye a personas 25-55 (asalariados del sector privado para el empleo registrado ≥25h/empleo registrado, todas las personas para empleo registrado ≥25h, no empleo, empleo registrado, empleo no registrado) años de edad. Los datos corresponden al segundo semestre de 2004 hasta el segundo semestre de 2007 y desde el primer semestre de 2009 hasta el segundo semestre de 2010 de la Encuesta Continua de Hogares (ECH). La variable *ConHijos* es igual a 1 si el individuo tiene al menos un hijo menor de 18 años de edad, y 0 en caso contrario. La variable *Postreforma* es igual a 1 para los años 2009 a 2010, y 0 en caso contrario. Los coeficientes estimados corresponden a la regresión en la Ecuación 3.1. Las regresiones son modelos de probabilidad lineal para los resultados de las columnas (1) a (5). Los controles incluyen el número de hijos, el número de niños de 0-5 años de edad, variables *dummy* para la edad (6 categorías), el género, jefe de hogar, estado civil, educación (6 categorías), región de residencia (19 categorías), tamaño de la empresa (5 categorías), industria (9 categorías) (los dos últimos sólo están incluidos para el empleo registrado ≥25h/empleo registrado), y semestre (11 categorías). Los controles incluyen también las interacciones entre la edad y los grupos de educación y el número de niños, y el tiempo y la región de residencia. Todos los errores estándar (entre paréntesis) son Huber-White errores estándar robustos. Las regresiones están ponderadas por ponderadores de la ECH. Las medias reportadas de las variables dependientes corresponden al período anterior a la reforma (2004-2007).

* significativo al 10 %; ** significativo al 5 %; *** significativo al 1 %.

Tabla 3.5: Efecto de la extensión del seguro de salud en la oferta de trabajo y empleo registrado según estatus marital y el estatus de empleo de la pareja. Estimaciones de diferencias en diferencias.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Empleo registrado ≥ 25h	No empleo	Empleo no registrado	Empleo registrado	Empleo registrado ≥ 25h/ registrado
<i>Panel A. Solteros</i>					
ConHijos*Postreforma	0.0530*** [0.0158]	-0.0207* [0.0124]	-0.0417*** [0.0137]	0.0624*** [0.0153]	0.0017 [0.0127]
Observaciones	17340	17340	17340	17340	10387
Media variable dependiente	0.38	0.27	0.29	0.44	0.86
<i>Panel B. Individuos en pareja</i>					
ConHijos*Postreforma	0.0102 [0.0088]	-0.0112 [0.0078]	0.0047 [0.0065]	0.0064 [0.0086]	0.0114* [0.0062]
P-value solteros = parejas	0.0177**	0.5173	0.0020***	0.0014***	0.4991
Observaciones	80212	80212	80212	80212	46320
Media variable dependiente	0.47	0.33	0.15	0.52	0.92
<i>Panel C. Según estatus laboral de la pareja</i>					
Pareja no empleo con ESS	0.0168* [0.0093]	-0.0082 [0.0082]	-0.0035 [0.0070]	0.0117 [0.0091]	0.0125* [0.0065]
Pareja empleo con ESS	-0.0012 [0.0099]	-0.0155* [0.009]	0.0182** [0.0071]	-0.0027 [0.0097]	0.0090 [0.0071]
Observaciones	80212	80212	80212	80212	46320
Media variable dependiente	0.47	0.33	0.15	0.52	0.92

Notas: La muestra incluye a personas 25-55 (asalariados del sector privado para el empleo registrado ≥25h/empleo registrado, todas las personas para empleo registrado ≥25h, no empleo, empleo registrado, empleo no registrado) años de edad. Los datos corresponden al segundo semestre de 2004 hasta el segundo semestre de 2007 y desde el primer semestre de 2009 hasta el segundo semestre de 2010 de la Encuesta Continua de Hogares (ECH). Panel A y B reportan las estimaciones de la Ecuación 3.1. La variable *ConHijos* es igual a 1 si el individuo tiene al menos un hijo menor de 18 años de edad, y 0 en caso contrario. El Panel C reporta coeficientes estimados del impacto del ESS sobre los individuos en las parejas en función de la situación laboral de la pareja - trabajan 25 horas o más por semana en un empleo registrado ("Pareja empleo con ESS") y no estar en una situación laboral que da acceso al beneficio ("Pareja no empleo con ESS"). La especificación es similar a Ecuación 3.1 con dos excepciones: incluye una indicadora si la pareja del individuo está en un empleo registrado ≥25h y su interacción con la variable de impacto del ESS (*ConHijos*Postreforma*). Las regresiones son modelos de probabilidad lineal para los resultados de las columnas (1) a (5). Los controles incluyen el número de hijos, el número de niños de 0-5 años de edad, variables *dummy* para la edad (6 categorías), el género, jefe de hogar, estado civil, educación (6 categorías), región de residencia (19 categorías), tamaño de la empresa (5 categorías), industria (9 categorías) (los dos últimos sólo están incluidos para el empleo registrado ≥25h/empleo registrado), y semestre (11 categorías). Los controles incluyen también las interacciones entre la edad y los grupos de educación y el número de niños, y el tiempo y la región de residencia. Todos los errores estándar (entre paréntesis) son Huber-White errores estándar robustos. Las regresiones están ponderadas por ponderadores de la ECH. Las medias reportadas de las variables dependientes corresponden al período anterior a la reforma (2004-2007). El "p-value" refiere al resultado de una prueba *t* de la igualdad de la *ConHijos*Postreforma* entre ambas poblaciones.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

Tabla 3.6: Efecto de la extensión del seguro de salud sobre la subdeclaración de ingresos salariales, total y por tamaño de firma. Estimaciones de diferencias en diferencias.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Todos empleados registrados	Firmas pequeñas (< 10 empleados)	Firmas medianas (10-49 empleados)	Firmas grandes (50+ employees)
<i>Panel A. Toda la muestra</i>				
ConHijos*Postreforma	0.0073 [0.0061]	0.0342** [0.0152]	-0.0052 [0.0131]	-0.0031 [0.0060]
ConHijos	-0.0083 [0.0059]	-0.0213 [0.0138]	-0.0034 [0.0125]	-0.0033 [0.0060]
Observaciones	50669	15151	13035	22483
R ²	0.06	0.04	0.03	0.02
Media variable dependiente	0.10	0.18	0.11	0.04
<i>Panel B. Empleados registrados ≥25 h</i>				
ConHijos*Postreforma	0.0093 [0.0064]	0.0409** [0.0166]	-0.0012 [0.0136]	-0.0049 [0.0061]
ConHijos	-0.0105* [0.0062]	-0.0262* [0.0151]	-0.0042 [0.0130]	-0.004 [0.0062]
Observaciones	46222	12681	12175	21366
R ²	0.06	0.04	0.04	0.02
Media variable dependiente	0.10	0.17	0.11	0.04
<i>Panel C. Empleados registrados < 25 h</i>				
ConHijos*Postreforma	-0.0128 [0.0224]	-0.0051 [0.0380]	-0.0799 [0.0498]	0.0471 [0.0287]
ConHijos	0.0183 [0.0218]	0.0143 [0.0346]	0.0266 [0.0512]	0.0202 [0.0307]
Observaciones	4447	2470	860	1117
R ²	0.14	0.15	0.15	0.24
Media variable dependiente	0.15	0.22	0.09	0.03

Notas: La muestra incluye a personas 25-55 (asalariados del sector privado para el empleo registrado ≥25h/empleo registrado, todas las personas para empleo registrado ≥25h, no empleo, empleo registrado, empleo no registrado) años de edad. Los datos corresponden al segundo semestre de 2004 hasta el segundo semestre de 2007 y desde el primer semestre de 2009 hasta el segundo semestre de 2010 de la Encuesta Continua de Hogares (ECH). La variable *ConHijos* es igual a 1 si el individuo tiene al menos un hijo menor de 18 años de edad, y 0 en caso contrario. La variable *Postreforma* es igual a 1 para los años 2009 a 2010, y 0 en caso contrario. Las regresiones estiman la Ecuación 3.1 mediante un modelo de probabilidad lineal para cuatro subgrupos poblacionales diferentes: todos los empleados registrados y los empleados registrados por tamaño pequeño, mediano y grande de empresa (columnas). Los coeficientes son reportados para la probabilidad de subdeclarar ingresos asalariados. Los controles incluyen el número de hijos, el número de niños de 0-5 años de edad, variables *dummy* para la edad (6 categorías), el género, jefe de hogar, estado civil, educación (6 categorías), región de residencia (19 categorías), tamaño de la empresa (5 categorías), industria (9 categorías) (los dos últimos sólo están incluidos para el empleo registrado ≥25h/empleo registrado), y semestre (11 categorías). Los controles incluyen también las interacciones entre la edad y los grupos de educación y el número de niños, y el tiempo y la región de residencia. Todos los errores estándar (entre paréntesis) son Huber-White errores estándar robustos. Las regresiones están ponderadas por ponderadores de la ECH. Las medias reportadas de las variables dependientes corresponden al período anterior a la reforma (2004-2007).

* significativo al 10 %; ** significativo al 5 %; *** significativo al 1 %.

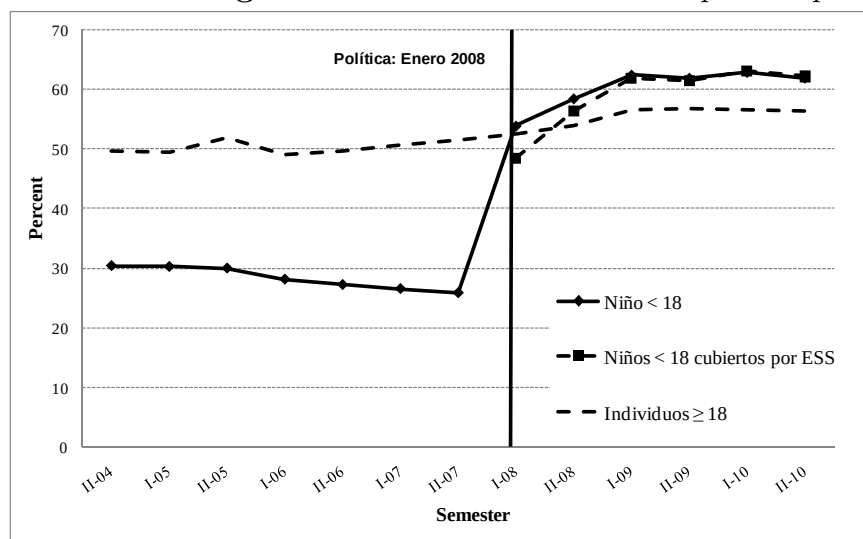
Tabla 3.7: Efecto de la extensión del seguro de salud en la oferta de trabajo, empleo registrado y subdeclaración de ingresos salariales. Tests de robustez.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Empleo registrado ≥ 25h	No empleo	Empleo no registrado	Empleo registrado	Empleo registrado ≥ 25h/ registrado	Subdeclaración de ingresos. Firmas pequeñas
<i>Panel A. Experimento falso (periodo 2004-2007)</i>						
ConHijos*Postreforma	-0.0143 [0.0114]	-0.0138 [0.0100]	0.0177* [0.0097]	-0.0039 [0.0113]	-0.0111 [0.0085]	--
Observaciones	59375	59375	59375	59375	32015	--
<i>Panel B. Con efectos cohorte (edad)-tiempo</i>						
ConHijos*Postreforma	0.0144* [0.0077]	-0.0175*** [0.0065]	0.0022 [0.0060]	0.0153** [0.0075]	0.0085 [0.0054]	0.0342** [0.0152]
Observaciones	97552	97552	97552	97552	56707	15151
<i>Panel C. Con interacciones ConHijos-covariables</i>						
ConHijos*Postreforma	0.0132* [0.0075]	-0.0122* [0.0063]	-0.0004 [0.0058]	0.0126* [0.0073]	0.0111** [0.0053]	0.0332** [0.0153]
Observaciones	97552	97552	97552	97552	56707	15151
<i>Panel D. Con interacciones Postreforma-covariables</i>						
ConHijos*Postreforma	0.0173** [0.0081]	-0.0165** [0.0070]	-0.0017 [0.0063]	0.0182** [0.0079]	0.0072 [0.0059]	0.0398** [0.0165]
Observaciones	97552	97552	97552	97552	56707	15151
<i>Panel E. Grupo de bajos ingresos</i>						
ConHijos*Postreforma	0.0168* [0.0100]	-0.0118 [0.0143]	-0.0039 [0.0119]	0.0157 [0.0116]	0.0107 [0.0272]	0.0915** [0.0403]
Observaciones	40803	40803	40803	40803	7023	3127

Notas: La muestra incluye a personas 25-55 (asalariados del sector privado para el empleo registrado ≥25h/empleo registrado, todas las personas para empleo registrado ≥25h, no empleo, empleo registrado, empleo no registrado) años de edad. Los datos corresponden al segundo semestre de 2004 hasta el segundo semestre de 2007 y desde el primer semestre de 2009 hasta el segundo semestre de 2010 de la Encuesta Continua de Hogares (ECH). La variable *ConHijos* es igual a 1 si el individuo tiene al menos un hijo menor de 18 años de edad, y 0 en caso contrario. La variable *Postreforma* es igual a 1 para los años 2009 a 2010 (2006-207 para Panel A), y 0 en caso contrario. Los coeficientes estimados corresponden a la regresión en la Ecuación 3.1. Las regresiones son modelos de probabilidad lineal para los resultados de las columnas (1) a (6). Los controles incluyen el número de hijos, el número de niños de 0-5 años de edad, variables *dummy* para la edad (6 categorías), el género, jefe de hogar, estado civil, educación (6 categorías), región de residencia (19 categorías), tamaño de la empresa (5 categorías), industria (9 categorías) (los dos últimos sólo están incluidos para el empleo registrado ≥25h/empleo registrado), y semestre (11 categorías). Los controles incluyen también las interacciones entre la edad y los grupos de educación y el número de niños, y el tiempo y la región de residencia. Panel A reporta los resultados de un ejercicio de falsificación utilizando los datos anteriores a la reforma. Panel B reporta resultados con un conjunto completo de interacciones cohorte de nacimiento-semestre. Panel C reporta resultados con el indicador *ConHijos* interactuado con los controles demográficos. Panel D reporta resultados de un indicador de *Postreforma* interactuado con los controles demográficos. Panel E reporta resultados al restringir la muestra a los individuos con ingresos asalariados (nominal) por debajo de 2,5 BPC (universo regresión incluye los que tienen cero ingresos). Todos los errores estándar (entre paréntesis) son Huber-White errores estándar robustos. Las regresiones están ponderadas por ponderadores de la ECH.

* significativo al 10%; ** significativo al 5%; *** significativo al 1%.

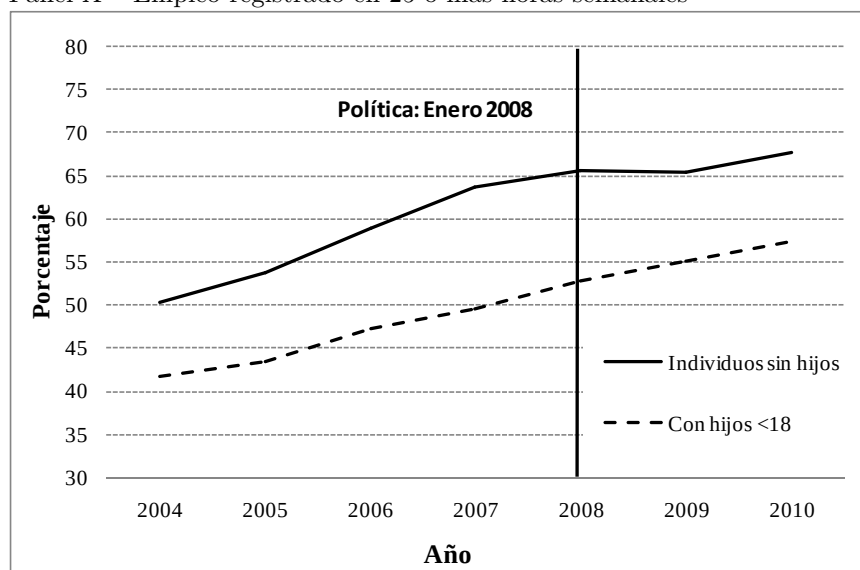
Figura 3.1: Cobertura en el sector privado de salud.



Nota: La muestra contiene individuos desde el 2do semestre de 2005 al 2do semestre del 2010 de la Encuesta Continua de Hogares (ECH).

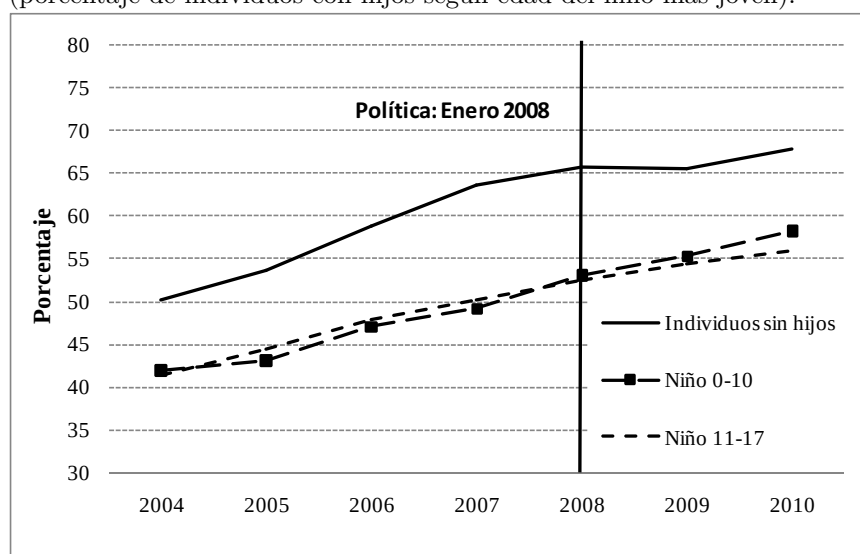
Figura 3.2: Trabaja 25 horas o más por semana en un empleo registrado
– Adultos con y sin hijos a cargo.

Panel A – Empleo registrado en 25 o más horas semanales



Panel B – Empleo registrado en 25 o más horas semanales

(porcentaje de individuos con hijos según edad del niño más joven).



Nota: La muestra contiene individuos desde el 2do semestre de 2005 al 2do semestre del 2010 de la Encuesta Continua de Hogares (ECH).

4 Implicancias financieras de extender el sistema de protección social y respuestas de comportamiento: evidencia a partir de dos programas sociales en Uruguay

Resumen

En los últimos 15 años la mayor parte de los países de América Latina y el Caribe (ALC) han realizado profundas reformas y extendido la cobertura de sus sistemas de protección social. La evidencia disponible sugiere que este proceso a llevado a fuertes caídas en los niveles de pobreza, mejoras en la educación, salud y nutrición en la región. Una crítica a los estudios empíricos, es que en general no incorporan en el análisis las implicancias financieras para el Estado de estos programas. Este capítulo aborda esta cuestión a partir de analizar el efecto de la expansión del seguro de salud (ESS) y del Asignaciones Familiares-Plan de Equidad (AFAM-PE), estudiados en

los dos capítulos previos. Al igual que estudios previos la estrategia empírica parte de un enfoque contable o mecánico, sin embargo, se incorpora al análisis los efectos sobre el presupuesto que derivan de los cambios comportamentales estimados en el mercado de trabajo. Los resultados indican que sin considerar el efecto comportamiento, el impacto de la expansión del seguro de salud sobre el costo fiscal adicional para el gobierno se hubiera subestimado en 20 %. En términos globales, un 0.02 % adicionales del Producto Interno Bruto (PIB) implicó un aumento en la cobertura de seguro de salud explícito en el sector privado para los niños de 204 % en 2008. Para el caso del AFAM-PE, el principal resultado indica que si en la evaluación de costos se considerara las pérdidas de recaudación derivada de aquellos individuos que se hubieran formalizado si no fuera por el programa, su costo total aumentaría en casi un 60 %, pasando de 0.41 % a 0.65 % del PIB en 2012. Los resultados de este estudio son importantes en términos de diseño de políticas públicas, y presentan un primer paso para análisis de costo efectividad y costo beneficio de estos programas.

4.1. Introducción

Es ampliamente aceptado en los círculos académicos y entre los hacedores de política que los sistemas de protección social tienen un rol clave en reducir la pobreza, en la provisión de cobertura ante situaciones de riesgo, y en general, en promover el desarrollo social y económico (Banco Mundial, 1997; CEPAL, 2006). En los últimos 15 años, la mayor parte de los países de ALC han extendido la cobertura de sus programas de asistencia y beneficios sociales con el objetivo de dar respuesta a los altos niveles de pobreza, a la falta de acceso a mecanismos de aseguramiento, y a sus consecuencia de largo plazo en términos de equidad y eficiencia. La evidencia disponible, principalmente a partir de los programas de transferencias de ingresos (condicionados y no condicionados), sugiere que el esfuerzo de expandir el sistema de protección social (SPS) a llevado a fuertes caídas en los niveles de pobreza, mejoras en la educación, salud y nutrición en la región (véase Fiszbein y Schady, 2009). En el caso de Uruguay, la evidencia sugiere que la implementación y expansión de los programas sociales han tenido resultados similares en algunas de estas dimensiones (véase Amarante et al, 2011a; Amarante et al, 2011b; Amarante et al, 2011c, Amarante y Vigorito 2012; Amarante et al, 2012).

Una crítica a los estudios empíricos que analizan los efectos de estos programas, es que en general, no presentan un análisis de su costo-efectividad (Coady et al, 2004). Muchas veces una proporción importante del presupuesto de estas políticas son absorbidas por costos administrativos, y dependiendo de cómo los recursos sean utilizados, el efecto de los programas sobre el bien-estar, y en general, sobre su costo efectividad puede verse reducido. Adicionalmente, al momento implementar cambios de política, es importante tener un conocimiento adecuado de los costos y estructura, de tal manera de determinar cuáles alternativas son más “baratas” o más eficientes para obtener el efecto deseado. Es más, una adecuada medición de

los costos es necesaria para realizar un análisis más profundo del costo-beneficio del programa, y así responder una pregunta clave en términos de política pública, esto es, si los beneficios económicos de aquello que provee el programa compensa sus costos económicos (White, K.R., 1988; Rossi y Freeman, 1993). Mejor información y entendimiento de las políticas políticas de protección social, no sólo acerca de sus efectos directos, sino también sobre sus costos, es clave para el diseño de política.

El objetivo de este capítulo es presentar un análisis de las implicancias financieras de la ESS y del programa AFAM-PE para el Estado. En ambos casos se parte de un enfoque similar a los estudios que utilizan datos contables (véase la revisión de Coady et al., 2004), sin embargo, se incorpora al análisis los efectos sobre el presupuesto que derivan de cambios comportamentales en el mercado de trabajo, a consecuencia de las políticas analizadas. En particular, se toman las estimaciones de los efectos de la ESS y AFAM-PE sobre el empleo registrado y subdeclaración de ingresos laborales (para la ESS) a la Administración de la Seguridad Social (ASS) y se introduce al análisis de costos cómo estos cambios afectan los gastos y recaudación de impuestos del gobierno, bajo una serie de supuestos. También estaremos interesado en profundizar el análisis en dos direcciones. En el caso de la ESS, será de especial interés comparar cómo los cambios en el margen extensivo (empleo registrado) e intensivo (subdeclaración) de la evasión, como consecuencia del cambio de política afectan el presupuesto del gobierno. Esto es clave para inferir si el efecto no deseado de la ESS en los reportes de ingresos a las instituciones fiscales, resulta ser un problema de primer orden que el gobierno debería de abordar. Por otro lado, en el caso del AFAM-PE, explotaremos la posibilidad de contar con información desagregada del presupuesto para estimar una medida de costo-efectividad del programa.

Para el caso de la ESS, los resultados indican que sin considerar el efecto comportamiento el impacto de esta política sobre el costo fiscal adicional para el gobierno

se hubiera subestimado en 20 %. Se encuentra que el aumento en la recaudación, derivada del mayor empleo registrado por la política, más que compensa la pérdida por el aumento en la subdeclaración de ingresos laborales. En términos globales, esta política implicó un aumento en el déficit presupuestal del gobierno de 0,03 % del PIB. Para el caso del AFAM-PE, el principal resultado indica que si en la evaluación de costos se considerara las pérdidas de recaudación derivada de aquellos individuos que se hubieran formalizado si no fuera por el programa, su costo total aumentaría en casi un 60 %, pasando de 0.41 % del PIB a 0.65 % del PIB en 2012.

Este estudio se suma a un escaso número de trabajos, que analizan el costo de las políticas de protección social en ALC (Coady et al., 2004). Al igual que esta literatura, el análisis se basa en datos administrativos, sin embargo, también considera los efectos sobre el presupuesto del gobierno que surgen de cambios en el empleo registrado y evasión como respuesta al AFAM-PE y ESS. El hecho de brindar evidencia acerca de una política contributiva de gran escala como la ESS, supone una contribución adicional a esta literatura, que básicamente se ha focalizado en los programas de transferencia condicionada de ingresos (Caldés y Coady, 2003; Coady et al., 2005; Caldés y Maluccio, 2005; Caldés et al., 2006). Finalmente, los resultados de este análisis implican una contribución sustantiva para un entendimiento más comprensivo de los efectos de la ESS y el AFAM-PE.

El resto del capítulo se organiza de la siguiente manera. La Sección 4.2 describe el ejercicio y presenta las estimaciones para la ESS, mientras que la Sección 4.3 hace lo mismo para el AFAM-PE. Finalmente, la Sección 4.4 presenta las conclusiones.

4.2. Implicancias Financieras de la ESS

La ESS fue diseñado para dar cobertura de seguro de salud a los hijos a cargo de los empleados registrados. Como se discutió en el Capítulo 3, el número de niños que accedieron al beneficios fue muy alta, lo que provocó un gran aumento del gasto público. En términos de ingresos, la reforma tuvo varias consecuencias. Por un lado, la recaudación de impuestos se incrementó debido a los mayores ingresos por contribuciones sociales, tras el aumento de la tasa básica por el seguro de salud para la mayoría de los trabajadores registrados. Por otro lado, además de este efecto directo o mecánico, la reforma también se tradujo en un aumento del empleo registrado, lo que implica una mayor recaudación fiscal, pero también un mayor gasto a través de este efecto en el comportamiento. Por último, los resultados discutidos anteriormente también indicaron un efecto adicional de la reforma sobre la evasión fiscal en el mercado de trabajo: aumento en la subdeclaración de los ingresos de asalariados registrados antes la ASS. Esta sección analiza el impacto neto de la reforma sobre el presupuesto del gobierno considerando estos efectos, y los resultados se muestran en la Tabla 4.1. Las estimaciones de la incidencia fiscal de la reforma se limitan a los individuos en la muestra de la encuesta, y se basan en una serie de supuestos.¹

El primer paso para el cálculo de la incidencia fiscal de la reforma, consiste en estimar los cambios mecánicos en el gasto y los ingresos fiscales. Los trabajadores registrados sin hijos, no implican ningún gasto adicional después de la reforma, pero las contribuciones correspondiente al seguro de salud para los trabajadores aumentó en 1.5 puntos porcentuales. En base a un salario mensual promedio de UYU 12,889

¹Los valores de todos los parámetros corresponden al año 2007, excepto cuando se indique lo contrario - por ejemplo, aquellos que cambian con la reforma (contribuciones) o nuevos parámetros, tales como las primas de seguro pagadas por la ASS a las instituciones privadas de salud (corresponden a 2008). La información sobre el gasto por persona, tales como las primas de seguros de salud, han sido tomados de fuentes administrativas (Banco de Previsión Social, 2008, 2009, Ministerio de Salud Pública, 2010). Los valores monetarios en moneda UYU se expresan a precios de 2007.

4.2 Implicancias Financieras de la ESS

en 2007, de los 67,122 trabajadores sin hijos registrados con 25 horas o más a la semana, los ingresos anuales del gobierno aumentarían en UYU 155.7 millones por esta fuente, como se reporta en la fila A.1, columna 6 (todos los valores en UYU mensuales se multiplican por 12 para obtener los resultados en términos anuales).

El segundo efecto mecánico, está asociado al cambio en las contribuciones sociales por el seguro de salud para los 159,250 individuos con niños a cargo en empleos registrados por 25 o más horas en el año anterior a la reforma (2007). En cuanto a la recaudación de impuestos, el aumento de 3 puntos porcentuales en las cotizaciones al seguro de salud para este grupo, con ingresos nominales promedios de UYU12,689 en 2007, implica un aumento en la recaudación de UYU 727.5 millones (fila A.2, columna 6).² Por el lado de los gastos, esto implica un gasto adicional dado por el número promedio de hijos para este grupo, 242,072, multiplicado por la prima promedio de seguro de salud pagado por la ASS a los proveedores de salud por estos niños en 2008, UYU 603 (a precios de 2007). La fila D.1 muestra que esto se implica en un total de un gasto adicional anual de UYU 1,750.7 millones.

Los cambios discutido hasta ahora responden a los efectos mecánicos de la reforma. La evidencia que surge de las estimaciones del Capítulo 2, sin embargo, indican que los efectos de comportamiento introducidos por la ESS en el mercado de trabajo, tienen consecuencias adicionales sobre el gasto público y la recaudación de impuestos. Las estimaciones de la Tabla 3.2 (Capítulo 3), indican que el empleo registrado en 25 horas o más semanales se incrementó en promedio 1.6 puntos porcentuales debido a la reforma, lo que representa un incremento del 3,5% con respecto a los niveles anteriores a la reforma. Esto implica un número adicional de $5,574 = (0.035$

²Por simplicidad, para este cálculo se considera el ingreso salarial real declarado de todos los individuos. Esto es, no se estima un efecto mecánico de la subdeclaración de ingresos. Por lo tanto, el aumento en la recaudación estimado por aquellos que ya estaban registrados implica un límite superior. Se realizaron algunas estimaciones que consideraran el efecto mecánico de la subdeclaración y los resultados globales permanecieron virtualmente incambiados.

* 159,250) trabajadores en empleos que dan acceso a la ESS con un promedio de 8,473 niños (en promedio hay 1.52 niños por empleado registrado en 2007), lo que resulta en un gasto anual adicional en el seguro de salud atribuibles a este efecto comportamiento de UYU 115,4 millones (fila E.1 y E.2, columna 6). En términos de ingresos, la fila B.1 muestra que estos 5,574 trabajadores adicionales implican una mayor contribución ASS para financiar el seguro de salud por un total anual de UYU 93,4 millones, lo que se puede descomponer en (i) aportes patronales adicionales a la situación pre-reforma ($5,574 * 12,689.2 * 0.05$); (ii) contribuciones sociales adicionales de los empleados en relación a la situación pre-reforma ($5,574 * 12,689.2 * 0.03$); (iii) el aumento de la tasa de contribución al seguro de salud sobre este grupo introducida por la reforma ($5,574 * 12,689.2 * 0.03$).

Por otro lado, los resultados presentados en la Tabla 3.6 del Capítulo 3, indican un aumento de la subdeclaración de ingresos salariales impulsado básicamente por individuos empleados en firmas pequeñas. Esto implica un efecto adicional de la reforma sobre la recaudación de impuestos, a través de dos canales principales: (i) una reducción en el potencial de recaudación por el aumento de 3 % a 6 % entre aquellos que ya estaban trabajando en empleos registrados; (ii) una reducción adicional por aquellos nuevos trabajadores con hijos que toman empleos registrados y pagan (junto a los empleadores) todo el aporte al seguro de salud (11 %). Un parámetro clave para realizar este cálculo, pero sobre el cual no hay información disponible, es el porcentaje promedio de los ingreso laborales que los trabajadores registrados subdeclararan. Una hipótesis razonables, es suponer que este parámetro es 25 % - punto medio entre los ingresos promedios de los trabajadores registrados en las pequeñas empresas y el salario mínimo en la muestra. A partir de este parámetro y con las estimaciones del Capítulo 2, podemos calcular cuál fue la pérdida potencial de recaudación a consecuencia del aumento en la incidencia de la subdeclaración por

la reforma.

La Tabla 3.6, Panel B (Capítulo 3), indica un aumento de la incidencia de la subdeclaración de 4.1 puntos porcentuales, lo que implica un aumento de 24 % de los individuos en empleos que dan acceso al beneficio en empresas pequeñas con respecto al período pre-reforma. Con un total de 45,042 empleados registrados con hijos en pequeñas empresas en 2007, de los cuales subdeclaraban ingresos en promedio 7,657 (17 % de acuerdo a los datos de la muestra), con un ingreso promedio nominal de UYU 8,231, multiplicado por el 3 % de aumento en las contribuciones al seguro de salud, los ingresos fiscales de esta fuente se reducirían en $(0.24 * 7,657 * 0.25 * 8,231 * 0.03) = \text{UYU } 1.4 \text{ millones}$. Un análisis similar se aplica al subconjunto de adultos con hijos que toman empleos registrados a 25 horas por semana o más en pequeñas firmas después de la reforma (es decir, alrededor del 28 % de los 5,574 trabajadores adicionales). A partir de los 1,576 nuevos trabajadores registrados, $(1,572 * 0.17 * [1 + 0.24]) = 332$ no informarían sus ingresos laborales reales a la ASS. Considerando un aporte de 8 % pre-reforma y el 3 % adicional post-reforma, implicaría una caída adicional (del potencial) de la recaudación de contribuciones sociales por $(332 * 0.25 * 8,231 * 0.11) = \text{UYU } 0.9 \text{ millones}$. En total, la recaudación de impuestos potencial caería en UYU 2.3 millones debido a la respuesta en el margen de la subdeclaración de ingresos laborales, como se muestra en la fila B.2, columna 6.

Por último, la reforma también implica una reducción del gasto público desde una perspectiva contable (fila F). Los niños con padres en empleos que daban acceso al beneficio antes de la reforma, quienes utilizaban los servicios de salud pública y que luego fueron cubiertos por la ESS (quien paga sus primas), implican una reducción del gasto en salud pública de $(162,632 * 350) = \text{UYU } 682.3 \text{ millones}$. Un análisis similar se realiza para los padres que toman un empleo registrado por 25 o más

horas semanales después de la reforma (y que la ESS ahora asegura), pero que anteriormente utilizaban el sistema público de salud, lo que significa una reducción adicional del gasto en salud pública de $(10,232 \times 350) = \text{UYU } 42.9$ millones anuales.³ La fila F, columna 6, muestra que la reducción total en el presupuesto a causa de este efecto contable es de UYU 725.2 millones.

Por lo tanto, el efecto directo o mecánico (incluyendo el efecto contable) de la reforma implica un aumento en el déficit presupuestario de $([1,750.7 - 725.2] - [155.7 + 727.5]) = \text{UYU } 142.3$ millones, mientras que al incluir el impacto del cambio de comportamiento implica un déficit presupuestario adicional de $([54.1 + 61.3] - [93.4 - 6.7]) = \text{UYU } 28.6$ millones. Cabe señalar que el ingreso adicional generado por el aumento del empleo registrado después de la reforma, UYU 93.4 millones, es casi 40 veces superior a la pérdida de ingresos de UYU 2.3 millones debido al incremento de la subdeclaración de ingreso laborales a la ASS.

En conjunto, estos resultados indican (fila C y G) que la ESS aumentó el déficit presupuesta anual del gobierno en $(1,140.9 - 970) = \text{UYU } 166.6$ millones (fila III), aproximadamente USD 10,5 millones al tipo de cambio ajustado por PPP de 2010, lo cual representa 0.02 % del PIB de Uruguay en 2007. Estos resultados promedios surgen de utilizar las estimaciones puntuales del efecto promedio de la ESS sobre el empleo formal y subdeclaración de ingreso. A los efectos de tener una cota inferior y superior del impacto de esta política sobre el presupuesto del gobierno, se re-estiman los cálculos considerando los valores puntuales de los intervalos de confianza estimados para cada modelo. Para el efecto sobre el empleo formal, cuya estimación

³Utilizando la muestra de 2007, 162,632 niños con padres en empleos que daban acceso al beneficio antes de la reforma utilizaron el sistema público de salud. Por otra parte, se calcula que aproximadamente 4,540 padres y 5,692 niños de la población total (filas B.1 y B.2) que ganaron el seguro de salud por el aumento del empleo registrado, utilizaban el sistema de salud pública antes de la reforma. Estas cifras suponen constantes como en 2007 el porcentaje de la población en los grupos que utilizaban salud pública antes de la reforma, es decir, 67 % (para los padres) y 81,5 % (para los niños), . El gasto por persona en 2007 para aquellos en el sistema de salud pública se estima en UYU 350 (Ministerio de Salud Pública, 2010).

puntual es de 1.62 puntos porcentuales, el intervalo de confianza (al 95 %) es de [0.15 ; 3.08], mientras que para la estimación del impacto sobre la subdeclaración de ingreso, que en promedio es 4.1 puntos porcentuales, el intervalo de confianza es de [0.83 ; 7.33]. Considerando entonces los valores de los intervalos de confianza, el aumento promedio del déficit presupuesta anual del gobierno de UYU 166.6 millones (0.02 % del PIB) a consecuencia de la ESS, tendría como cota inferior y superior de: UYU [149.3 ; 83.6] millones ([0.02 % ; 0.03 %] del PIB). Como se puede observar, las principales conclusiones no se alterarían ante cambios sustantivos de los parámetros de comportamiento estimados.

Finalmente, y de acuerdo con el universo de la muestra, 0.02 % promedio adicionales del PIB implica un aumento en la cobertura de seguro de salud explícito en el sector privado para niños de $([168,324 / 82,220]) = 2,04$ o 204 %, de los cuales 7 % corresponde al efecto en el comportamiento. Más allá de las consideraciones financieras, la ESS probablemente tenga un impacto sobre la salud de los niños y a través de esta sobre otras dimensiones del bien-estar (educación, nutrición, etc), así como otros efectos derrame del aumento en el empleo registrado (por ejemplo, el acceso a otros beneficios sociales), que están más allá del alcance de este capítulo.

4.3. El AFAM-PE y sus implicancias financieras

El AFAM-PE tiene como objetivo proveer de mayores ingresos a los hogares con niños y adolescentes en situación de vulnerabilidad socioeconómica de tal manera de mejorar sus condiciones de vida. Como se discutió en el Capítulo 2, esto se realiza a través de una transferencia monetaria que tiene como principales beneficiarios los niños a cargo del hogar menores a 17 años que en 2012 eran aproximadamente 402 mil (BPS, 2012). En términos contables, los dos principales costos para el presupuesto

del gobierno son los costos administrativos y el monto total de las transferencias de ingreso. Por otro lado, además de este efecto mecánico sobre el presupuesto, la evidencia encontrada sugiere que el AFAM-PE también implica una caída en el empleo registrado de los adultos en hogares elegibles en relación a los no elegibles, lo cual supone una pérdida de recaudación fiscal vía el menor aporte (que el potencial) de contribuciones a la ASS. Al igual que la sección anterior, se analiza el impacto del AFAM-PE sobre el presupuesto del gobierno considerando tanto el efecto mecánico como de comportamiento. Adicionalmente, se presenta una evaluación preliminar del *costo eficiencia* del programa a partir de considerar el costo de cada unidad de transferencia al beneficiario, medida conocida como el “ratio costo-transferencia” o CTR por sus siglas en inglés (Coady et al., 2005). Según este enfoque, cuanto menor sea la relación entre el costo administrativo del programa y el monto transferido a los hogares, más efectivo es el programa para alcanzar sus objetivos.⁴ Las estimaciones se realizan considerando básicamente información administrativa y del presupuesto del programa, aunque para algunos cálculos se recurre a los datos que surgen de la muestra utilizada para el análisis en el Capítulo 2. Los resultados se muestran en la Tabla 4.2 para el período 2008-2012, aunque sólo en el 2012 para la estimación del efecto comportamiento.

En primer lugar, se realiza el cálculo de las implicancias financieras para el gobierno considerando los datos del presupuesto del programa (efecto contable). El costo del AFAM-PE, al igual que la mayor parte de los programas de transferencia, surge de dos fuentes principales: gastos administrativos o de funcionamiento del programa y aquellos que derivan de las transferencias de ingresos a los beneficiarios. De acuerdo a la información disponible de los registros contables del programa, el gasto

⁴Una crítica habitual a estos programas es que una gran proporción de su presupuesto es absorbido por costos administrativos que no alcanzan a los beneficiarios. En la medida de que estos costos sean lo suficientemente importantes, el costo efectividad de los programas de transferencias (en términos de sus objetivos) podrían verse reducidos (Coady et al., 2005).

4.3 El AFAM-PE y sus implicancias financieras

del AFAM-PE destinado a transferencias de ingresos ha sido entre UYU 1,726 millones en 2008 y UYU 3,785 en 2012 a pesos corrientes (fila A.2).⁵ Respecto al gasto de funcionamiento del programa no se dispone de información directa para computarlo. En este caso, a partir de la información disponible se realiza una estimación aproximada de cuánto la ASS - institución que gestiona el programa, destina de su presupuesto en funcionamiento a actividades vinculadas con el AFAM-PE. Esta estimación se basa en una serie de supuestos cuyo resultado implica que el ASS utiliza entre 3 % y 4 % del total de gastos de funcionamiento a administrar el AFAM-PE. Esto es entre UYU 162 millones en 2008 y 329 millones en 2012 (fila A.1).⁶

Hasta aquí, los costos del programa corresponden a un enfoque contable o mecánico. Sin embargo, la evidencia que surge de las estimaciones del Capítulo 2 indican que el cambio de comportamiento introducido por el AFAM-PE en términos de empleo registrado afecta de manera adicional el presupuesto del gobierno. El cambio en el empleo formal de los adultos en hogares elegibles se basa en las estimaciones de la fila 2 de la Tabla 2.3 (que corresponden al año 2012), en relación al grupo de comparación que corresponde a adultos en hogares no elegibles. Las estimaciones indican que la tasa de empleo registrado entre los adultos en hogares elegibles al AFAM-PE se redujo en aproximadamente 14 puntos porcentuales. Combinando este resultado con el promedio de adultos elegibles registrados en la ASS en 2012 implica que 60,006 adultos adicionales estarían registrados si no fuera porque el hogar recibe las transferencias del programa.⁷ Dado que un adulto en un empleo registrado

⁵Esta información fue proporcionada por la Unidad de Evaluación y Monitoreo del Ministerio de Desarrollo Social (MIDES) de Uruguay.

⁶Este resultado surge básicamente de asumir que el porcentaje de gasto destinado al AFAM-PE del total de gasto de funcionamiento de la ASS, es proporcional al porcentaje del gasto en transferencias de este programa en el total de transferencias que realiza esta institución a otros programas (jubilaciones, pensiones, seguro de salud, seguro de desempleo, etc). Esta información surge de los anuarios estadísticos de la ASS (BPS, 2012).

⁷No se dispone de información directa acerca del universo de adultos en hogares elegibles que tengan un empleo registrado en la ASS. Este número se aproxima a partir de suponer que la relación menor de 18 años/adulto formal de la muestra utilizada en el Capítulo 2 es igual

perteneciente a esta población ganaba en promedio UYU 10,202 nominales en 2012 y que la tasa promedio de aportes a la contribución social (empleado y empleador) es de 33.75 %, la pérdida de recaudación para el gobierno por los adultos que se hubieran formalizado es de $(10,202 \times 60,006 \times 0.3375 \times 12) = \text{UYU } 2,479$ millones (fila B.1).⁸

Tomando en conjunto estas estimaciones, desde una perspectiva contable o mecánica (filas A.1 y A.2) el AFAM-PE implicó para el gobierno en 2012 un costo de $(329 + 3,785) = \text{UYU } 4,115$ millones. Este costo representa aproximadamente el 0.41 % del PIB de Uruguay en 2012. Ahora bien, si incorporamos como un costo del programa la pérdida de recaudación de impuestos del gobierno por aquellos individuos que hubieran estado trabajando en un empleo formal si no fuera por el programa, este costo ascendería a $(4,115 + 2,479) = \text{UYU } 6,594$ millones. No considerar el efecto comportamiento del AFAM-PE en términos de empleo registrado implica subestimar el costo total del programa para el presupuesto del gobierno en aproximadamente 60 %, y en casi 0.24 puntos porcentuales del PIB. Al igual que en la sección anterior, se re-estiman estos cálculos considerando la cota superior e inferior del intervalo de confianza de la estimación puntual del efecto del programa sobre el empleo formal, -14 puntos porcentuales: $[-22.4 ; -5.6]$. En este caso, el costo promedio del AFAM-PE de UYU 6,594 millones (0.65 % del PIB) considerando tanto el efecto contable como de comportamiento, tendría como cota inferior y superior: UYU $[5,114 ; 8,070]$ millones ($[0.5 \% ; 0.8 \%]$ del PIB). Este resultado sugiere que el efecto estimado sobre el presupuesto del gobierno *vía* pérdida de recaudación potencial es muy sensible al efecto comportamiento (estimado) en términos del empleo formal a causa del

verdadero valor de la población beneficiaria del AFAM-PE. Este ratio se aplica al número total de beneficiarios del programa en 2012 (BPS, 2012) y se obtiene el promedio estimado de adultos elegibles registrados en la ASS en este año (167,652). La tasa de empleo formal de los adultos en hogares elegibles en el universo de análisis del Capítulo 2 es de 39,2 %.

⁸Se asume que los ingresos laborales que se reportarían a la ASS corresponden a los ingresos efectivamente percibidos por los individuos como asalariados.

AFAM-PE.

Finalmente, se explota la información contable disponible acerca de la estructura del gasto del programa para computar el CTR entre el año 2008 (“Año 1”) y 2012 (“Año 5”). El CTR promedio del AFAM-PE para el período analizado es de 0.098, esto es, por cada UYU 1 peso que se transfirió a los hogares el Estado gastó UYU 0.098 en costos administrativos⁹. El último panel de la Tabla 4.2 presenta la estimación del CTR para cada año que se dispone de información de los registros contables. En general, se espera que a medida que el programa madura el CTR anual se reduzca, dado que los costos fijos caen. Las estimaciones para el AFAM-PE no muestran este patrón, ya que el CTR ha sido casi constante a lo largo de todo el período. Este resultado es consistente con el proceso de implementación del AFAM-PE. Como se discutió en el Capítulo 2, a diferencia de lo que sucedió en la mayoría de los países de ALC que montaron una nueva estructura dentro de sus SPS para implementar los programas de transferencias de ingresos, en Uruguay se utilizó como plataforma el viejo sistema de Asignaciones Familiares. Una de las consecuencias de esto es que el proceso de gestión del programa se basa en la ASS que administra básicamente todos los programas de transferencias de ingresos contributivos y no contributivos en Uruguay, y que por lo tanto, ya contaba con la infraestructura y logística básica para hacerse cargo del AFAM-PE. Por lo tanto, para este programa no se esperaría importantes costos fijos al comienzo de su implementación siendo consistente entonces la evidencia de un CTR constante a lo largo del período (dado un monto de transferencias constantes). Para tener una mejor idea acerca de qué tan costo-eficiente es el AFAM-PE, la última fila de la Tabla 4.2 presenta el CTR para los primeros cuatro años de Progresar en México, uno de los programas de transfe-

⁹El CTR promedio surge de dividir el total de costos que no incluyen transferencias (fila A.1) por el monto total gastado en transferencias (fila A.2) en los cinco años.

rencias de ingreso más grande y estudiado de ALC.¹⁰ Al comparar la evolución del CTR del AFAM-PE y Progresas surgen dos observaciones. En primer lugar, mientras que en Progresas se observa claramente el efecto de los costos fijos en el primer año y luego una fuerte disminución en el CTR, no es así en el AFAM-PE por las razones ya discutidas. Segundo, el AFAM-PE en los cinco primeros años de implementación ha sido tan costo eficiente (CTR=0.098) como el Progresas en sus primeros 4 años de implementación (CTR=0.106). Esto último es relevante para el caso de Uruguay, si consideramos que Progresas es uno de los programas más costos eficientes de ALC según la evidencia disponible (Coady et al., 2005).

4.4. Conclusiones

Este capítulo discute las implicancias financieras para el Estado de la ESS y del programa AFAM-PE analizados en capítulos previos. La estrategia empírica parte de un enfoque contable o mecánico, sin embargo, incorpora al análisis los efectos sobre el presupuesto que derivan de cambios comportamentales en el mercado de trabajo a consecuencia de la implementación de estas políticas.

Para el caso de la ESS, las estimaciones indican que sin considerar el efecto comportamiento el impacto de esta política sobre el costo fiscal adicional para el gobierno se hubiera subestimado en 20 %. Se encuentra que el aumento en la recaudación derivada del mayor empleo registrado más que compensa la pérdida por el aumento en la subdeclaración de ingresos laborales. En términos globales, 0.02 % adicionales del PIB implica un aumento en la cobertura de seguro de salud explícito en el sector privado para niños de 204 %.

Para el caso del AFAM-PE, el principal resultado indica que si en la evaluación de

¹⁰Por detalles acerca del PROGRESA y sus impactos en diferentes dimensiones véase Gertler (2000); Schultz (2004); Behrman et al. (2005); Hoddinott y Skoufias (2005), entre otros.

4.4 Conclusiones

costos se considerara las pérdidas de recaudación derivada de aquellos individuos que se hubieran formalizado si no fuera por el programa, su costo total aumentaría en casi un 60 %, pasando de 0.41 % del PIB a 0.65 % del PIB en 2012. Adicionalmente, al considerar la información de estructura de gasto del AFAM-PE para realizar un análisis de costo eficiencia se encuentra que el ratio costo-transferencia del programa entre 2008 y 2012 es de 0.098, esto es, por cada UYU 1 peso que se transfirió a los hogares el estado gastó UYU 0.098 en costos administrativos. Según la evidencia disponible hasta el momento esta relación hace del AFAM-PE uno de los programas de transferencias de ingresos más costo eficientes en ALC.

Los resultados de este análisis sugieren que es importante considerar los costos de las políticas de protección social para un mejor entendimiento de sus efectos, así como también es clave para el diseño de política.

Bibliografía

- [1] Amarante, V., Colafranceschi, M., Vigorito, A., 2011a. Uruguay's income inequality under right and left regimes over 1981-2010. Working Paper 94/11. WIDER.
- [2] Amarante, V., Manacorda, M., Vigorito, A., Zepa, M., 2011b. Social Assistance and Labor Market Outcome. Evidence from the Uruguayan PANES, Nota Técnica No. IDB-TN-453.
- [3] Amarante, V., Ferrando, M. Vigorito A., 2011c. School Attendance, Child Labour and Cash Transfers: An Impact Evaluation of PANES. Working Paper 22/11. Poverty and Economic Policy Network-PIERI.
- [4] Amarante, V., Manacorda, M., Miguel E., Vigorito A., 2012. Social Assistance and Birth Outcomes: Evidence from the Uruguayan Panes. Working Paper 17690. National Bureau of Economic Research (NBER).
- [5] Amarante, V., Vigorito, A., 2012. La Expansión de las Transferencias no Contributivas en Uruguay en los Últimos Años. Research brief IPC vol 29.
- [6] Banco de Previsión Social, 2008. Boletín Estadístico 2008, BPS, Montevideo. Disponible en: <http://www.bps.gub.uy>

- [7] Banco de Previsión Social, 2009. Boletín Estadístico 2009, BPS, Montevideo.
Disponible en: <http://www.bps.gub.uy>.
- [8] Banco de Previsión Social, 2012. Boletín Estadístico 2009, BPS, Montevideo.
Disponible en: <http://www.bps.gub.uy>.
- [9] Behrman, J. R., Sengupta, P., Todd, P., 2005. Progressing through PROGRESA: An impact assessment of a school subsidy experiment in rural Mexico. *Economic Development and Cultural Change* 54(1), 237–275.
- [10] Caldés, N., Coady, D., 2003. A preliminary analysis of the cost structure of Programa de Asignación Familiar (PRAF) in Honduras. Unpublished manuscript, International Food Policy Research Institute, Washington, DC.
- [11] Caldés, N., Coady, D., Maluccio, J. A., 2006. The cost of poverty alleviation transfer programs: A comparative analysis of three programs in Latin America. *World Development* 34(5), 818-837.
- [12] Caldés, N. y Maluccio, J. A. (2005). The cost of conditional cash transfers. *Journal of International Development* 17(2),151–168.
- [13] Coady, D., Perez, R., y Vera-Llamas, H., 2005.. Evaluating the cost of poverty alleviation transfer programs: An illustration based on PROGRESA in Mexico. Food Consumption and Nutrition Division Discussion Paper No. 199, International Food Policy Research Institute, Washington, DC.
- [14] Coady, D., Grosh, M., Hoddinott, J., 2004. Targeting of transfers in developing countries: Review of lessons and experience”. Regional and Sector Series. Washington, D.C.: World Bank and International Food Policy Research Institute.

- [15] Fiszbein, A., Schady, N., 2009. Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty. The World Bank, Washington, D.C.
- [16] Gertler, P. J., 2000. The impact of PROGRESA on health. Final report submitted to PROGRESA, International Food Policy Research Institute, Washington, DC.
- [17] Hoddinott, J., Skoufias, E., 2005. The impact of PROGRESA on food consumption. *Economic Development and Cultural Change* 53(1), 37–61.
- [18] Ministerio de Salud Pública, 2010. Cuentas Nacionales en Salud 2005-2008. MSP, Montevideo. Disponible en: http://www.msp.gub.uy/ucesalud_5734_1.html.
- [19] Rossi, P. H., y Freeman, H. E., 1993. Evaluation: A systematic approach (5th ed.). Sage Publications, Newbury Park, pp. 363-401.
- [20] Schultz, T. P., 2004. School subsidies for the poor: Evaluating the Mexican Progresa poverty program. *Journal of Development Economics* 74, 199–250.
- [21] White, K. R., 1988. Cost analyses in family support programs. En Weiss, H. B., Jacobs, F. H. (Eds.), *Evaluating family programs*. Aldyne de Gruyter, New York, pp. 429-443.

Tablas y Figuras

Tabla 4.1: Implicancias financieras del ESS.

	Impuestos nómina (2007)	Δ Impuestos nómina	Individuos (2007)	Δ Individuos	Salario prom. mensual (2007)	Δ Total Anual (millones UYU)
I. Recaudación						
<i>A - Efecto Mecánico</i>						
A. 1 - Sin hijos		0.015	67,122		12,889	155.7
A. 2 - Padres		0.03	159,250		12,689	727.5
<i>B - Efecto Comportamiento</i>						
B. 1 - Padres	0.08	0.03		5,574	12,689	93.4
B. 2 - Subdeclaración (Firmas ≤ 10)	0.08	0.03	7,657	332	8,231	-2.3
C - Total (A.1+A.2+B.1+B.2)						974
			Individuos (2007)	Δ Individuos	Gasto por individuo (2007)	Δ Total Anual (millones UYU)
II. Gasto						
<i>D - Efecto Mecánico</i>						
D.1 - Niños			242,072		603	1,750.7
<i>E - Efecto Comportamiento</i>						
E. 1 - Padres				5,574	809	54.1
E. 2 - Niños				8,473	603	61.3
F - Efecto contable			162,632	10,232	350	-725.2
G - Total (D.1+E.1+E.2)						1,140.9
III Deficit presupuestal (G-C)						166.6
IV. Deficit presupuestal/PBI - 2007						0.02%

Nota: Universo de análisis (ECH) y resultados del Capítulo 2. Registros administrativos de de la Agencia de Seguridad Social (BPS) y Ministerio de Salud Pública (Banco de Previsión Social, 2008; 2009; Ministerio de Salud Pública, 2010)

Tabla 4.2: Implicancias financieras del AFAM-PE.

	Año 1 (2008)	Año 2	Año 3	Año 4	Año 5 (2012)
A - Efecto Contable (millones UYU)					
A. 1. Costos de AFAM-PE	162	262	311	383	329
A. 2. Total de Transferencias	1,726	2,645	3,143	3,534	3,785
B - Efecto Comportamiento					
B. 1. Pérdida Empleo Formal					2,479
Costo Total (A + B)					6,594
Costo Contable / PBI					0.41%
Costo Total (A + B) /PBI					0.65%
CTR AFAM-PE	0.094	0.099	0.099	0.108	0.087
CTR PROGRESA	1.342	0.319	0.087	0.054	

Nota: Universo de análisis (ECV) y resultados del Capítulo 3. Registros administrativos de de la Agencia de Seguridad Social (Banco de Previsión Social, 2012).En la fila A.1, "Costos de AFAM-PE" refiere a gastos de funcionamiento. "CTR" refiere a Ratio Costo-Transferencia. El CTR para PROGRESA proviene de Coady et al. (2005).

5 Conclusiones

Al igual que varios países en América Latina y el Caribe (ALC), Uruguay ha expandido su sistema de protección social en la últimas dos décadas. Sin embargo, a diferencia del camino elegido por la mayoría de los países en la región, Uruguay basó parte de este proceso en programas contributivos. Es más, una parte importante de las nuevas políticas no contributivas se han canalizado a través de la estructura de programas contributivos pre-existentes, por ejemplo la expansión de tradicional sistema de asignaciones familiares. Este esquema, ,principalmente implementado en la segunda mitad de la década de 2000, representó una alternativa original a los nuevos paradigmas regionales en materia de protección social.

El grado en el que los cambios a estos programas son capaces de satisfacer objetivos de cobertura y al mismo tiempo mejorar la disposición de los trabajadores a contribuir a la seguridad social depende, en parte, de la valoración que hacen los trabajadores (y empleadores) de los costos y beneficios de la seguridad social, las alternativas a estos costos y beneficios, la magnitud de los cambios introducidos, y el grado de consistencia entre los incentivos que generan. En algunos casos, el diseño de estas reformas parece ser consistente con mejores incentivos para que los trabajadores se registren ante la seguridad social, realicen contribuciones sociales, y así obtengan cobertura ante diferentes tipos de riesgos a través de la canasta de beneficios sociales. En otros casos, los cambios pueden haber mejorado la cobertura

de los individuos a expensas de haber desalentado el trabajo y el empleo formal.

La evidencia empírica acerca del efecto de estas reformas sobre la oferta laboral y el empleo formal e informal en Uruguay es aún escasa. Con respecto a la extensión del seguro de salud para cubrir a los hijos de trabajadores registrados, la evidencia que surge de este estudio (Capítulo 3) sugiere que el cambio de política mejoró la disposición de los trabajadores a tomar empleos formales y contribuir así a la seguridad social. En principio, la expansión de este programa contributivo parece haber conciliado los objetivos de mayor cobertura (tanto de los adultos como de sus hijos) e incentivos a la empleo formal. La reforma del sistema de jubilaciones y pensiones, sin embargo, no parece haber logrado el mismo resultado (discutido en el Capítulo 1). En este caso, la evidencia (no causal) sugiere que no hay mejoras en el perfil contributivo de los trabajadores como consecuencia de la mayor penalidad a historias de contribuciones cortas, luego de la reforma de 1996. Más aún, algunos estudios señalan que una muy alta proporción de trabajadores no alcanzará el mínimo de años de aportes requeridos para retirarse del mercado laboral a la edad de retiro normal, incluso luego de que el requisito se haya reducido de 35 a 30 años en la reforma de 2008 (Bucheli et al., 2008).¹

Aunque parte de las reformas de programas contributivos parecen haber reducido las brechas de cobertura del sistema de protección social, estas aún son importantes (Arim et al., 2009).² En este caso, se debe considerar que la estrategia de expandir los programas contributivos para acortar las brechas cobertura y mejorar los niveles de formalidad laboral tienen claras limitaciones. Una restricción está asociada a la diferencia entre la valoración que hace el Estado y el trabajador de los beneficios

¹Bucheli, M., Forteza, A., Rossi, I., 2008. Work History and the Access to Contributory Pensions in Uruguay: Some Facts and Policy Options, Discussion Paper 0829. Washington, DC: World Bank: Social Protection and Labor Unit.

²Arim, R., Cruces, G., Vigorito, A., 2009. Programas sociales y transferencias de ingresos en Uruguay: los beneficios no contributivos y las alternativas para su extensión. Serie de Políticas Sociales No. 146, División de Desarrollo Social-CEPAL, Santiago de Chile.

contributivos y cómo esos beneficios son ofrecidos al trabajador – a través de un paquete indivisible de beneficios. El Estado requiere que los trabajadores “compren” todo el conjunto de beneficios sociales de tal manera cumplir ciertos objetivos que son considerados socialmente necesarios. Esto implica que los trabajadores evalúen como un único paquete de beneficios un conjunto de componentes que tienen características muy distintas – consumo presente versus consumo futuro, necesidades del hogar versus individuales, ingresos monetarios versus en especie, “uso cotidiano” versus situaciones de emergencia, etc. El *matching* imperfecto entre las necesidades (o preferencias) individuales de los trabajadores y el conjunto de beneficios sociales de la canasta, implica que los trabajadores pueden no querer consumir todos los beneficios, o al menos no todos al mismo tiempo. La imposibilidad de dividir la canasta de beneficios sociales reduce el valor de la seguridad social para los trabajadores y por ende reduce su disposición a contribuir (Levy, 2008).³ Luego de la reforma de salud en Uruguay, es posible que muchos trabajadores estén dispuestos a aportar el 3% adicional de sus salarios para obtener cobertura de salud para sus hijos, pero no quieran aportar recursos adicionales para poder acceder al resto de los beneficios sociales. Si bien la expansión del seguro de salud ha elevado los incentivos al empleo y formalidad laboral para un grupo de individuos, la proporción de la población con cobertura de salud probablemente sería mayor si pudieran hacer aportes solamente por este beneficio.

Adicionalmente, existe un límite sobre cuánto se puede extender la cobertura mediante el rediseño de programas de protección social contributivos, dado por las condiciones productivas y del mercado laboral que existen actualmente en un país en desarrollo como Uruguay. Un indicio de esta restricción es la dificultad para disminuir los niveles de informalidad laboral, aún en períodos de fuerte crecimiento

³Levy, S., 2008. Good Intentions, Bad Outcomes: Social Policy, Informality and Economic Growth in Mexico. The Brookings Institute, Washington, D.C.

como el período 2004-2012 en Uruguay.

En este contexto, ¿cuáles son las opciones para continuar expandiendo el sistema de protección social en Uruguay?

Una opción es seguir expandiendo y/o reformando el régimen de protección social contributivo a fin de generar incentivos para que los trabajadores realicen aportes. Dadas las limitaciones discutidas anteriormente, esta estrategia exige repensar el criterio para ofrecer el paquete de prestaciones sociales –por ejemplo, considerando la posibilidad de que la canasta sea divisible y que los trabajadores voluntariamente “compren” el tipo y cantidad de bienes y servicios sociales deseados de acuerdo a sus preferencias individuales. La valoración de los trabajadores estará influenciada por las alternativas disponibles y sus costos, como también por la calidad de esas alternativas (beneficios no contributivos y servicios ofrecidos por el mercado). Una alternativa que no altera el carácter obligatorio o la indivisibilidad de la canasta de beneficios sociales, requeriría cambios profundos en el diseño de la canasta de modo que mejore los incentivos a contribuir o al menos elimine los mecanismos que generan desincentivos. Una posibilidad, sería considerar al hogar en lugar del individuo como la base de las contribuciones. En Uruguay, como en la mayoría de los países de la región, cada trabajador debe pagar por todos los beneficios sociales de la canasta de la seguridad social aún cuando algunos de los beneficios se extiendan a la familia. A nivel del hogar esto lleva a situaciones donde las contribuciones a la seguridad social están superpuestas y genera inequidades horizontales según los arreglos familiares que no necesariamente es compatible con el concepto de solidaridad en que se basa el sistema contributivo. La reforma de salud, como se discutió en el Capítulo 3, es un ejemplo de este problema de diseño. La evidencia que surge de las estimaciones de este capítulo, sugiere que en hogares donde al menos un adulto tiene un empleo que permite el acceso al beneficio para sus hijos, la extensión del seguro de salud no

aumentó el empleo formal.

Una segunda opción, sería expandir los programas no contributivos existentes o implementar nuevos programas que no estén vinculados a la historia de contribuciones de los beneficiarios, de modo de proporcionar cobertura a los trabajadores y sus familias que participen en el mercado de trabajo sin estar registrados ante la seguridad social. En este caso, la “balanza se inclinaría” hacia el lado de la cobertura más que de los incentivos. Por ejemplo, la extensión del programa de asignaciones familiares en Uruguay implicó grandes mejoras en el nivel de bien-estar de la población de bajos ingresos, sin embargo, elimina una de las diferencias entre empleos formales e informales: bajo el nuevo sistema, todos reciben la asignación (incluso la no contributiva es mayor), pero sólo algunos “pagan” por los beneficios implícitamente a través de sus aportes. Los resultados del Capítulo 2 sugieren que efectivamente este mecanismo (junto a otros, como el efecto sustitución de la prueba de ingresos) ha generado desincentivos al empleo formal entre los beneficiarios del AFAM-PE.

Por último, en el otro extremo, existe la posibilidad de avanzar hacia un sistema universal financiado a través de impuestos (esto es, ingreso básico para ancianos y hogares con niños, acceso universal a los seguros de desempleo y de salud, etc.). Bajo ciertas condiciones normativas, ésta podría ser considerada la opción de *first-best* en términos de equidad, eficiencia y cobertura (véase Levy, 2008). Sin embargo, estos sistemas universales de protección social parecen ser difíciles de implementar en el corto y el mediano plazo, ya que involucran demasiados y variados intereses así como demasiadas normas y regulaciones que sería necesario modificar.

El futuro cercano para Uruguay y el resto de los países de ALC probablemente esté marcado por un escenario de *second-best*, en el cual los sistemas tradicionales contributivos convivan con programas no contributivos en constante crecimiento. La

clave estará en realizar un análisis costo-beneficio de los programas y luego impulsar aquellos que parezcan tener un balance positivo en términos netos (véase Capítulo 4).⁴ En este caso, el principal problema (Error de Tipo I) es que la presencia de desincentivos en el mercado de trabajo conduzca al rechazo de medidas con un potencial impacto neto positivo. En ausencia de gobiernos con amplia potestad para reformar la protección social y establecer transformaciones de largo alcance, será necesario diseñar opciones de política que minimicen el conflicto de incentivos (en términos de informalidad laboral, participación en el mercado de trabajo, etc.). En última instancia, éste es el objetivo de la agenda de investigación que se está desarrollando en la región respecto a la interacción entre los sistemas de protección social y los mercados de trabajo.

⁴Cruces, G., Gasparini, L, 2008. Programas sociales en Argentina: alternativas para la ampliación de la cobertura”, Documento de Trabajo CEDLAS No. 77. Argentina: Universidad Nacional de La Plata; discuten estos aspectos para el caso de las Asignaciones Familiares Universales en Argentina.