ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

L Reunión Anual

Noviembre de 2015

ISSN 1852-0022
ISBN 978-987-28590-3-9

Políticas públicas y decisiones de empleo. Evidencia para individuos en pareja en Uruguay

Parada, Cecilia

Políticas públicas y decisiones de empleo. Evidencia para individuos en pareja en Uruguay.*

Cecilia Parada**

CEDLAS-UNLP- y CONICET

Versión preliminar, Agosto 2015.

*Este artículo forma parte de la tesis de Doctorado de Economía de la UNLP, dirigida por Guillermo Cruces (CEDLAS-UNLP, CONICET y IZA).

**cparada@cedlas.org.

Políticas públicas y decisiones de empleo. Evidencia para individuos en pareja en Uruguay.

Resumen

En este artículo se estudia el impacto de la extensión del beneficio del seguro de salud a los cónyuges de los trabajadores formales en Uruguay. Se evalúa la participación de hombres y mujeres en el mercado laboral y el estatus de formalidad, poniendo especial énfasis en los individuos que se encuentran en pareja y la toma de decisiones conjuntas. La estrategia de identificación explota la extensión de la cobertura para los cónyuges de los trabajadores registrados ocurrida en Diciembre de 2010. En términos generales, las mujeres aparecen como más propensas a ajustar sus decisiones de empleo.

Código JEL: J21, O17, J16.

Abstract

This paper evaluates the impact on labor market outcomes of the extension of health insurance directed to formal workers' partners in Uruguay. The study will cover men and women's employment participation and informality status, and it will pay particular attention to individuals in couples and their joint reactions. The empirical identification exploits the extension of coverage of contributive health insurance for partners of registered workers which occurred in December 2010. In general terms, women are more prone than man to change their employment choices.

Código JEL: J21, O17, J16.

Índice

1. Introducción **1**

2. Revisión de la literatura **4**

2.1. Participación laboral de hombres y mujeres 4

2.2. Incentivos de las políticas e informalidad 6

3. El Seguro de Salud en Uruguay y la extensión del beneficio a los cónyuges de los trabajadores formales **11**

3.1. El Seguro de Salud en Uruguay 11

3.2. Extensión de la cobertura de salud y mercado de trabajo 15

4. Estrategia de estimación **18**

4.1. Datos 18

4.2. Metodología 18

4.2.1. Probit bivariado 19

4.2.2. Modelo de diferencias en diferencias 20

5. Resultados preliminares **21**

6. Conclusiones **26**

7. Referencias bibliográficas **26**

A. Apéndice **30**

1. Introducción

Siguiendo con la tendencia internacional, en Uruguay las tasas de actividad y empleo de hombres y mujeres han disminuido sus diferencias en los últimos años. Si bien los hombres continúan registrando mayores niveles de ocupación, al observar a los adultos de entre 30 y 55 años se encuentra que, mientras la tasa de ocupación de los hombres aumentó 3 puntos porcentuales entre 2004 y 2013, la tasa de ocupación femenina registró un aumento de casi 10 puntos en el mismo período. Por otra parte, cuando se observa la evolución promedio de la tasa de ocupación entre personas solteras y en pareja[1] no se encuentran grandes diferencias en los últimos años. Sin embargo, estos promedios esconden diferencias importantes en el comportamiento de hombres y mujeres de acuerdo a su estatus conyugal. En 2013, el 96.2 % de los hombres de entre 30 y 55 años que se encontraban en pareja tenía un empleo, mientras que entre los solteros la tasa de ocupación se ubicaba en 86.5 %. Por su parte, las mujeres de dicho rango etario que se encontraban en pareja registraron una tasa de ocupación de 72.2 %, mientras que la tasa de ocupación de las solteras ascendió a 80.5 %. Estas diferencias brindan evidencia de la influencia del estatus conyugal sobre las decisiones de empleo de hombres y mujeres. Mientras los hombres en pareja tienen una mayor tasa de ocupación que los hombres solteros, las mujeres muestran una relación inversa, confirmando la persistencia de división sexual del trabajo al interior de los hogares (Espino y otros, 2009) y posicionando a las mujeres como trabajadoras secundarias (tabla 1).

Si se analiza otra variable del mercado laboral, particularmente relevante en países en desarrollo, como la formalidad[2], se encuentran diferencias importantes entre personas en pareja y solteras para el promedio de los asalariados del sector privado. En este caso, restringiendo nuevamente la muestra a adultos de entre 30 y 55 años de zonas urbanas, las personas que se encuentran en pareja registran una menor tasa de informalidad respecto a las solteras, independientemente del sexo. Es decir, tanto hombres como mujeres en pareja muestran una mayor tasa de registro de empleo respecto a los ocupados que no viven en pareja. Si bien las asalariadas mujeres tienen una mayor incidencia del empleo informal respecto a los asalariados hombres, los hombres parecen tener una mayor relación entre estatus conyugal y formalidad (tabla 2).

Por otra parte, existe amplia evidencia acerca de los incentivos que generan sobre las decisiones de empleo los programas de protección social en países desarrollados. Existe menor evidencia acerca de estos efectos en países en desarrollo y, en particular, respecto a los incentivos que pue-

[1] Se consideran en pareja a las personas casadas, las que se encuentran en concubinato y las que viven en unión libre.

[2] Se entiende que un empleo es formal si se el trabajador se encuentra registrado en la seguridad social y realiza aportes jubilatorios.

Tabla 1: Tasa de ocupación total y según sexo y estatus conyugal, personas de entre 30 y 55 años.

	Total			Hombres			Mujeres		
	Total	Parejas	Solteros	Total	Parejas	Solteros	Total	Parejas	Solteros
2004	76.8	76.8	76.9	90.4	93.9	81.3	65.1	60.5	73.8
2005	77.5	77.9	76.6	90.2	94.1	80.2	66.7	62.5	74.2
2006	78.7	78.7	78.6	91.3	94.5	81.9	67.8	63.5	76.4
2007	80.2	80.3	79.9	92.8	95.6	84.5	69.3	65.5	76.9
2008	81.6	81.5	81.8	93.2	96.1	85.1	71.7	67.4	79.7
2009	82.4	82.3	82.7	93.4	96.3	85.4	72.8	68.7	80.8
2010	82.9	83.0	82.5	93.5	96.4	85.7	73.5	70.2	80.3
2011	84.2	84.3	84.1	93.7	96.6	86.3	75.7	72.2	82.4
2012	83.9	84.0	83.5	93.4	96.5	85.7	75.4	71.9	82.0
2013	83.8	84.1	83.2	93.5	96.2	86.5	74.8	72.2	80.5

Nota: elaboración propia a partir de las ECH 2004-2013.

Tabla 2: Tasa de informalidad total y según sexo y estatus conyugal, personas de entre 30 y 55 años.

	Total			Hombres			Mujeres		
	Total	Parejas	Solteros	Total	Parejas	Solteros	Total	Parejas	Solteros
2004	29.5	26.4	35.7	24.3	21.6	31.9	35.1	32.9	38.1
2005	28.6	24.5	36.3	23.6	19.4	35.4	33.7	31.2	36.9
2006	22.9	20.1	28.6	18.6	16.1	26.6	27.4	25.7	29.9
2007	21.5	18.9	27.0	18.1	15.4	26.6	25.2	23.8	27.3
2008	20.1	17.8	24.6	16.5	14.1	23.5	23.9	22.9	25.3
2009	18.4	15.9	23.4	14.5	12.3	21.3	22.6	21.1	24.8
2010	17.7	15.9	21.6	13.8	11.9	19.3	22.0	21.2	23.2
2011	14.8	12.9	18.4	11.9	10.2	16.3	17.9	16.5	19.9
2012	12.8	11.0	16.6	9.9	8.3	14.5	15.9	14.5	18.1
2013	11.6	9.8	15.5	9.0	7.2	14.2	14.4	13.1	16.5

Nota: elaboración propia a partir de las ECH 2004-2013.

den generar estos programas sobre el margen de ajuste entre el mercado formal e informal de trabajo. Es aún menor la evidencia acerca de incentivos que generan las políticas sobre las decisiones de empleo de trabajadores considerados secundarios en el hogar. Sin embargo, efectos no deseados originalmente por las políticas pueden afectar en forma distinta a los trabajadores de acuerdo al rol que ocupan dentro del hogar (Galiani y Weinschelbaum, 2007). Debido a que las mujeres se han incorporado al mercado laboral históricamente complementando los ingresos del jefe, es esperable que los incentivos sobre las decisiones de participación laboral afecten en forma diferente a hombres y mujeres en pareja.

Este trabajo busca contribuir a la literatura desde dos dimensiones. Por un lado, examinando los efectos en el mercado de trabajo que pueden originarse como resultado de la ampliación de los beneficios de la seguridad social mediante el análisis de la ampliación de la cobertura de salud a los cónyuges de los trabajadores formales en Uruguay. Para ello se distinguen los efectos sobre las decisiones de ocupación de los ajustes que se producen en el margen entre trabajar en el sector formal o el informal. Por otro lado, se evalúan las potenciales diferencias entre hombres y mujeres en las respuestas ante los mismos incentivos. De esta forma, se busca generar evidencia que permita evaluar si persisten las diferencias en los roles que juegan hombres y mujeres en el mercado laboral desde el punto de vista de la oferta de trabajo.

Las mujeres uruguayas son más sensibles a modificar sus conductas de empleo que los hombres ante la ocurrencia de distintos incentivos, como cambios en el salario propio o ingresos del hogar (Espino et al., 2009). Este trabajo se propone analizar las respuestas de mujeres y hombres a distintos incentivos que se han producido durante los últimos años en el mercado laboral uruguayo. Se busca contribuir a la investigación, mediante el aporte de evidencia sobre la toma de decisiones en el hogar en países en desarrollo y a través del análisis de los trade-offs de los programas sociales sobre el mercado de trabajo, en particular los efectos sobre la participación y la formalidad. El objetivo consiste en entender las diferencias en la toma de decisiones de empleo entre hombres y mujeres, en particular aquellos que se encuentran en pareja.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En el capítulo 2 se realiza una revisión de la literatura económica distinguiendo entre aquella referente a la participación laboral de hombres y mujeres de la literatura enfocada al estudio de incentivos sobre la formalidad. En el capítulo 3 se describe la política que se está analizando y se presenta un canal teórico de transmisión por el cual podría generar incentivos diferentes a los distintos miembros de una pareja. A continuación, en el capítulo 4, se detalla la estrategia de estimación elegida para abordar el estudio. En el capítulo 5 se muestran los principales resultados obtenidos y, en el capítulo 6, se resumen las principales conclusiones del análisis.

2. Revisión de la literatura

2.1. Participación laboral de hombres y mujeres

Blundell y MaCurdy (1999) realizan una sistematización sobre los modelos elaborados para explicar el comportamiento de la oferta laboral. En términos generales, del punto de vista teórico, se encuentran dos tipos de modelos: por un lado, los modelos individuales o unitarios, que realizan el análisis mediante un agente representativo que toma las decisiones por todos los miembros del hogar y, por otro lado, los modelos colectivos o de negociación, donde se toman en cuenta las preferencias y negociaciones que realizan los distintos miembros del hogar (Tenenbaum, 2011). Estos últimos han permitido considerar en forma separada los procesos de decisión de oferta laboral de hombres y mujeres, y cómo estos distribuyen sus horas entre trabajo y ocio. Los estudios sobre oferta laboral reportan una relación positiva entre la cantidad de horas trabajadas y los salarios, es decir, una elasticidad directa positiva. Al distinguir por grupos, algunos resultan especialmente sensibles a los incentivos al trabajo. Si se considera según sexo, las magnitudes suelen diferir, siendo las mujeres casadas, denominadas trabajadoras secundarias, más sensibles a los cambios en los salarios (Tamm, 2009; Eissa y Honey 1999 y 2004; Espino y otros 2009). Si bien en las últimas décadas la elasticidad de la oferta femenina respecto a su salario se ha reducido, así como la elasticidad respecto al salario del marido (Goldin, 2006; Blau y Kahn, 2005), en la mayoría de los trabajos empíricos se continúa hallando diferencias entre las elasticidades de hombres y mujeres (Blundell y MaCurdy, 1999). Por lo tanto, a pesar de los cambios en el efecto ingreso y sustitución de la oferta laboral femenina, que han provocado un aumento de su participación laboral, cuando se analiza el comportamiento de hombres y mujeres en pareja continúan encontrándose diferencias en las tasas de participación asociadas a los roles de género[3].

Dentro de los principales cambios en la oferta laboral que se han registrado durante el siglo XX, se encuentra el aumento de la fuerza laboral femenina (Goldin, 2006), en particular el aumento de la oferta de trabajo de las mujeres casadas. Del punto de vista empírico, a nivel internacional existen numerosos estudios que dan cuenta de la importancia que tiene el nuevo rol de la mujer en el mercado de trabajo y como éste se relaciona con fenómenos económicos, políticos y sociales (Costa, 2000; Fernández, 2007). Ante una disminución del trabajo remunerado de los hombres mayores, debido al mayor número de jubilados, y de los hombres jóvenes, como resultado de un aumento en el enrolamiento educativo, el incremento de la participación de las mujeres durante el siglo XX es el único elemento que parece haber respondido al aumento de la

[3]La división sexual del trabajo ha conducido a una división de las tareas de acuerdo al sexo, donde las mujeres aparecen como "cuidadoras" y los hombres como "proveedores" dentro de los hogares.

demanda de trabajo (Costa, 2000).

En un marco de crecimiento de los salarios reales, donde el ocio es un bien normal, se tendería a esperar que la oferta de mano de obra de los hogares disminuyera, sin embargo, la evidencia indica que en EEUU la tasa de participación, en especial de las mujeres, ha aumentado en forma continua (Killingsworth y Heckman, 1986). Los trabajaos de Mincer (1962) y Becker (1985), plantean la necesidad de conciliar la evidencia acerca de la evolución de los ingresos reales y la participación laboral para poder entender el fenómeno del aumento de la oferta de trabajo de las mujeres casadas. Para ello se vuelve necesario considerar las distintas posibilidades del uso del tiempo: ocio, trabajo remunerado y trabajo doméstico (no remunerado). A partir de allí, los autores abonan la idea de la división sexual del trabajo dentro y fuera del hogar, lo cual induce a que los hombres casados se especialicen el trabajo remunerado fuera del hogar y las mujeres casadas en las tareas domésticas. De esta forma, la incorporación de las esposas al mercado de trabajo se daría como trabajadoras secundarias, buscando complementar los ingresos del trabajador principal.

La división sexual del trabajo se percibe también a través de las distintas elasticidades respecto al salario que tienen hombres y mujeres. En Uruguay Espino y Machado (2011) encuentran que la elasticidad de la oferta laboral femenina respecto al ingreso propio, controlando por la presencia de hijos y tramos de edad, y a pesar de haber aumentado algunos puntos luego de 2006, ha disminuido cuando se considera el período 1991 y 2009. Sin embargo, esta sigue siendo considerablemente superior a la misma elasticidad estimada para los hombres. Un elemento importante que surge al comparar estos resultados con los de Espino y otros (2009) y Espino y otros (2014), es que si bien entre 2006 y 2009 la elasticidad de las mujeres respecto a su ingreso ha mostrado un incremento, esta continúa siendo menor a los de principio de 2000 y es considerablemente más baja que la de las mujeres casadas.

En el momento de analizar el comportamiento de hombres y mujeres en pareja, se observa que los hombres no modifican significativamente sus elasticidades cuando se controla por la presencia de hijos, confirmando su rol de proveedor de ingresos en el hogar. La condición de estar casado sobre la probabilidad de participación ha evolucionado en forma diferente para hombres y mujeres en Uruguay (Espino y Machado, 2009). Mientras que el estatus de casado ha influido positivamente sobre la probabilidad de participar en los hombres de forma estable, en las mujeres estar casadas tiene una incidencia que, si bien ha sido siempre negativa, ha disminuido considerablemente a lo largo del tiempo, reflejando el cambio que se observa en el comportamiento de la oferta laboral (mayor participación de las mujeres y estabilidad en las tasas de participación masculina). Se encuentran además cambios intergeneracionales en la

conducta de hombres y mujeres (Espino y otros, 2014). En particular, las mujeres más jóvenes participan en mayor medida en el mercado laboral, pero una vez ocupadas lo hacen en una menor cantidad de horas. Los autores asocian este cambio en la conducta entre generaciones a la mayor participación de las mujeres casadas, quienes al tiempo que aumentan su ocupación en actividades remuneradas continúan a cargo de las tareas domésticas.

2.2. Incentivos de las políticas e informalidad

Los programas sociales y diversas políticas púbicas aparecen muchas veces como respuesta de los gobiernos ante fallas en el funcionamiento de los mercados o bien para contribuir con el mayor bienestar de los individuos. Sin embargo, estas políticas suelen introducir nuevos incentivos sobre los agentes económicos que muchas veces no han sido deseados o buscados en el diseño original. En lo que respecta al mercado de trabajo, existe una gran variedad de artículos que analizan los efectos de ciertas políticas sobre la oferta de trabajo, la tasa de empleo y, en menor medida, los incentivos sobre la formalidad/informalidad.

La mayor parte de los estudios realizados para países desarrollados ignoran los incentivos que se generan sobre la dimensión de la formalidad, ocupándose por analizar los efectos en el margen del empleo/no empleo y no concentrándose en la calidad del mismo (citar trabajos). La preocupación por los incentivos sobre los trabajadores y las firmas respecto a en qué sector de la economía operar es más reciente y la evidencia aún no es concluyente en los países en desarrollo (Bérgolo, 2014). Uno de los objetivos de esta investigación radica en estimar la incidencia de la extensión de la cobertura de salud sobre los incentivos a la formalización, en particular sobre aquellos trabajadores que viven en pareja. Por ello, a continuación se realiza una revisión de la literatura que se ha ocupado por analizar la incidencia de políticas en estas decisiones.

El fenómeno de la informalidad ha sido abordado por la literatura económica desde diferentes perspectivas. Por una parte, se encuentra un conjunto de trabajos que se apoyan en la existencia de una economía dual donde operan al mismo tiempo el sector formal y el informal. En este marco, la presencia de informalidad no responde necesariamente a decisiones de los trabajadores o empleadores, sino que es resultado de imperfecciones en el mercado laboral. Por otra parte, trabajos más recientes se han preocupado por analizar los factores que pueden estar incidiendo en las decisiones de los agentes. Es decir, estudian en qué medida son las decisiones racionales de los trabajadores y empleadores las que determinan en qué sector de la economía acaban por desempeñarse. Esta discusión sobre los determinantes de la informalidad también se ha dado en términos de exclusión o escape (Perry y otros 2007). Al plantearse la informalidad como un fenómeno de exclusión, no se considera que los trabajadores tengan la capacidad de

tomar decisiones acerca de en qué sector de la economía ubicarse, mientras que si se tratase de un fenómeno de escape, al menos algunos de los trabajadores elegirían voluntariamente en qué sector incorporarse evaluando las ventajas de cada uno. Perry y otros (2007) acaban por concluir la coexistencia de ambos fenómenos, el de la exclusión y escape, donde algunos trabajadores (asalariados informales) son afectados en mayor medida por la exclusión, mientras que otros (cuenta propia no registrados) son resultado de decisiones de escape.

A lo largo de esta investigación interesa analizar el fenómeno de la informalidad desde la perspectiva en la cual los agentes tienen la capacidad de tomar decisiones racionales acerca de en qué sector desempeñarse, evaluando los costos y los beneficios de cada uno. En particular, Levy (2008), sugiere que en países como México, la ampliación de los programas de protección social no contributivos conduciría a un aumento de la utilidad del empleo informal respecto al formal, lo cual, en un contexto de libre movilidad entre los sectores, terminaría por inducir a un desplazamiento de trabajadores del sector formal al informal. De esta forma, al igual que Maloney (1999 y 2003) y Perry y otros (2007), el autor argumenta que, al menos, parte de los trabajadores eligen operar en el sector informal, se autoseleccionan, debido a que perciben que existe una mayor cantidad de beneficios en él.

Entre las principales hipótesis que plantea Levy (2008) en su libro, en primer lugar, divide a la fuerza de trabajo entre aquellos que se desempeñan en el sector formal, y por lo tanto cuentan con cobertura de seguridad social, y quienes se ubican en el sector informal, y tienen cobertura de la protección social. Ello provoca que individuos con características similares reciban beneficios sociales distintos. Por lo tanto, si el objetivo de un gobierno consiste en asegurar un conjunto de beneficios comunes a los trabajadores, deberá tener presente que la presencia de dos sistemas paralelos no contribuye a tal logro. En segundo lugar, argumenta que el impuesto al trabajo asalariado terminará por reducirlo, al tiempo que los subsidios al trabajo no remunerado inducen al aumento de este último. Como resultado, el aumento del empleo informal reducirá la productividad laboral agregada. En tercer lugar, dadas las diferencias en la calidad de los servicios y las prestaciones que reciben los trabajadores pobres respecto a los de mayores ingresos, los primeros acaban por valorar más las prestaciones de la protección social que los beneficios que pudiesen recibir vía seguridad social. Esto terminaría provocando una mayor tasa de evasión entre los trabajadores pobres. Para guiar su análisis, el autor realiza una representación sencilla, por un lado, de los costos de la seguridad social y de la protección social y, por otro lado, de los beneficios asociados a cada una de ellas. De esta forma, presenta la utilidad de trabajar en cada uno de los sectores indicando que dependiendo del diseño de la protección social, estos programas podrían ser interpretados como un subsidio al trabajo informal, alterando los costos

y beneficios de cada sector, y, de este modo, produciendo incentivos para ocupar puestos de trabajo no formales.

A pesar de que la mayor parte de la literatura empírica en América Latina da cuenta de efectos de programas no contributivos sobre la oferta de trabajo (Bosch y Manacorda, 2012), encontrándose poca evidencia acerca de los efectos sobre el empleo registrado, en los últimos años, como resultado del surgimiento de nuevos planes sociales, se han realizado investigaciones que se ocupan de analizar los posibles efectos sobre el empleo formal en la región. De esta forma, algunos hallazgos respecto al impacto de programas sociales sobre la formalidad en países en desarrollo pueden encontrarse en Gasparini y otros (2009), Esquivel y Ordaz Diaz (2008), Bosch y Campos-Vázquez (2010), Ribas y Soares (2012), Amarante y otros (2011), Ceni (2014), Bérgolo y Cruces (2014) y Garganta y Gasparini (2015). Como se verá, los resultados a los que abordan las investigaciones no son todos coincidentes y, por tanto, no pueden extraerse tesis sólidas acerca de los efectos de los programas sobre los incentivos a la formalización.

Esquivel y Ordaz Diaz (2008), testean las hipótesis de Levy (2008) para el caso particular de México. Su principal preocupación es discernir si el mercado laboral mexicano se encuentra integrado y es competitivo o si el mismo se encuentra segmentado y que, por lo tanto, existe un mercado laboral dual. Para ello comparan los ingresos de individuos con características similares que se encuentran trabajando en uno y otro sector mediante el uso de técnicas semiparamétricas basadas en la metodología del propensity score matching. Los autores encuentran evidencia acerca de la existencia de una prima salarial en el sector formal, concluyendo que el mercado laboral mexicano se encuentra segmentado y que, en este marco, la extensión de los programas de los programas sociales no induciría a un aumento de la informalidad, evidenciando la falta de consenso en los hallazgos. También en México, Bosch y Campos-Vázquez (2010) estudian los efectos de la implementación del Seguro Popular durante comienzos de los 2000. Encuentran que la ampliación de la cobertura de salud a trabajadores por cuenta propia e informales alteró los incentivos a la formalización, provocando que el número de puestos de trabajo registrados creados luego de 2002 fuese menor al que hubiese ocurrido en ausencia del programa, confirmando las hipótesis planteadas por Levy (2008). Los resultados encontrados por los autores son importantes en mercados de trabajo reducidos, es decir en pequeñas firmas y pequeños municipios de México.

En Argentina, Gasparini y otros (2009) estudian los efectos del programa Jefes de Hogar surgido en 2002, el cual realiza una transferencia de ingresos a los jefes de hogar desocupados y que se encuentran en una situación de vulnerabilidad social. Mediante el empleo de técnicas de matching concluyen que el programa desincentivó la búsqueda de empleo formal entre sus beneficiarios. Garganta y Gasparini (2015), encuentran desincentivos a la formalización en el

programa de Asignación Universal por Hijo, como resultado del incremento de los beneficios de la informalidad que perciben los trabajadores al no estar registrados. Por otra parte, Ceni (2014) analiza cómo los cambios en el régimen de seguridad social acaban por influir en las trayectorias de los trabajadores entre el sector formal e informal entre 1995 y 2011. Encuentra que cuando las tasas de reparto son más bajas y la exigencia de años para recibir la contraprestación es menor, los trabajadores optan por reducir la cantidad de tiempo que se encuentran registrados. Por otra parte, cuando los requisitos se vuelven más estrictos, hay un aumento del trabajo formal, en especial de aquellos trabajadores que se encuentran próximos a la edad de retiro, al tiempo que disminuye la obtención de una pensión en todos los niveles educativos.

Los impactos del programa brasilero Bolsa de Familia han sido analizados en diferentes dimensiones[4], Ribas y Soares (2012)[5] distinguen los efectos sobre el empleo de acuerdo a las zonas de residencia, encontrando que el programa aumentó la informalidad en las zonas rurales y que tuvo efectos negativos sobre la tasa de actividad en áreas metropolitanas, si bien estos últimos resultados no son concluyentes.

Para Uruguay, Amarante y otros (2011) y Bérgolo y Cruces (2014), a partir del análisis del PANES[6] y de la Reforma de Salud, respectivamente, encuentran que los trabajadores uruguayos responden a los incentivos no buscados de las políticas, moviéndose entre el sector formal y el informal en función de los beneficios que perciben por operar en cada uno de ellos.

Ahora bien, los incentivos que enfrentan los trabajadores dependen no solo de sus características sino también de las características del hogar en el que viven (Eissa y Hoynes, 1998; 2004). De esta forma, las políticas pueden afectar sus decisiones a través de modificaciones en la función de utilidad agregada de los distintos miembros del hogar. Galiani y Weinschelmbaum (2012) elaboran un modelo simple para ilustrar de qué forma la ampliación de los beneficios de la seguridad social, como puede ser la extensión de cobertura de salud a los cónyuges, pueden afectar las decisiones de empleo de los individuos, en particular la elección acerca de en qué sector de la economía desempeñarse. Los autores estiman un modelo probit bivariado recursivo con el fin de analizar en particular cuáles son los incentivos a formalizarse que tienen los trabajadores secundarios. Los resultados que obtienen para un conjunto de países de América Latina indican que la probabilidad de ser formal del trabajador secundario disminuye cuando el trabajador principal es formal.

Sin embargo, Mondino y Montoya (2004) y Groisman (2011) estiman también para el caso argentino la probabilidad de que el cónyuge sea formal dado que el jefe del hogar lo es obteniendo

[4]Un resumen de los disntos trabajos que analizan Bolsa de Familia puede encontrarse en Soares (2012).

[5]Ribas, R. P. and Soares, F. V. (2011). Is the Effect of Conditional Transfers on Labor Supply Negligible Everywhere? Mimeo.

[6]Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social.

resultados contrapuestos a los de Galiani y Weischelbaum (2012). En estos dos trabajos hallan una relación positiva entre la probabilidad de ser formal de ambos miembros del hogar (jefe y cónyuge). Como plantean los autores esto puede deberse tanto a la mayor información con la que cuentan los cónyuges de jefes formales respecto a los beneficios que conlleva la formalidad (Groisman, 2011) y/o debido al emparejamiento que se da en la conformación de las parejas, donde estas suelen compartir características no observables que influyen en la decisión de ser formal (Mondino y Montoya, 2004), como también sugieren Auerbach, Genoni y Pagés (2005).

Existe para Uruguay una investigación, resultado de una tesis de grado, donde se analiza la informalidad y las decisiones familiares en dicho país, concentrándose en tres años: 2003, 2006 y 2010 (Olivera, Regueira y Vila, 2012). Los autores testean la hipótesis de que los incentivos a aportar de un cónyuge disminuyan cuando el jefe aporta (sin diferenciar entre hombres y mujeres). Si bien obtienen una débil identificación del modelo, encuentran que la formalidad del jefe no disminuye la probabilidad de aportar del cónyuge cuando ambos son asalariados privados. Sin embargo, en el caso en que el jefe se encuentra ocupado y el cónyuge cuentapropista, observan que si el jefe es formal la probabilidad de ser formal del cónyuge disminuye, obteniendo resultados distintos en función de la categoría ocupacional.

3. El Seguro de Salud en Uruguay y la extensión del beneficio a los cónyuges de los trabajadores formales

3.1. El Seguro de Salud en Uruguay

En términos generales, la atención de salud en Uruguay se divide en dos subsectores: el subsector público y el subsector privado. A su vez dentro de cada uno de éstos existen diversos prestadores de servicios que compiten y se complementan entre sí. Dentro del subsector público, se encuentra la Administración de los Servicios de Salud del Estado (ASSE), principal prestador a nivel nacional, Sanidad Militar y Sanidad Policial, exclusivas para los trabajadores del Ministerio de Defensa y del Ministerio del Interior y sus familiares, el Hospital de Clínicas, dependiente de la Universidad de la República, Policlínicas Municipales, a cargo de cada una de las Intendencias y el Banco de Previsión Social, que presta en especial servicios materno-infantil y de salud laboral. Por su parte, al subsector privado lo conforman las Instituciones de Asistencia Médica Colectiva (IAMC), los Seguros Privados de Salud, las Emergencias Médicas Móviles y las Clínicas privadas. No todos estos prestadores brindan atención integral de salud a sus usuarios, sino que en algunos brindan atención específica ante determinadas contingencias. Los prestadores que brindan aseguramiento integral son ASSE[7], Sanidad Militar y Sanidad Policial en el subsector público y, dentro del subsector privado, las IAMC y los Seguros Privados.

En diciembre de 2007 se aprobó en Uruguay una Reforma del sistema sanitario que dio lugar al nuevo Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS), y estableció el derecho a la protección de la salud a todos los habitantes del país[8]. La misma ley que aprobó el SNIS dio creación al Seguro Nacional de Salud (SNS), determinando que fuese quien se encargue de pagar las cuotas salud que correspondan a los prestadores de los servicios sanitarios de aquellas personas que obtienen la cobertura a través del sistema de seguridad social. Con esto, se sustituyó el viejo seguro, que protegía únicamente a los trabajadores privados, por otro que extendió el beneficio tanto a los trabajadores del sector público, como a los hijos y cónyuges de los trabajadores formales y a los pasivos.

La Ley estableció que la ampliación de los beneficios se realizara en etapas. En mayo de 2007 se incorporaron la mayor parte de los trabajadores públicos, y en enero de 2008 los hijos menores de 18 años, o mayores con discapacidad, a cargo de los trabajadores formales. La incorporación de los pasivos se fue dando por dos vías, por un lado, a partir de enero de 2008 los trabajadores que se retirasen y estuvieran incluidos en el seguro continuarían siendo parte de este y, por otro

[7] El Plan Integral de Atención a la Salud (PIAS) especifica las prestaciones de salud que constituyen la cobertura de atención médica integral

[8] Artículo 66 de la Ley 18.211.

lado, se elaboró un cronograma de ingreso de antiguos pasivos que terminarán de incorporarse en 2016. Los profesionales, que no se encontraban amparados en el viejo seguro de salud, se incorporaron al nuevo a partir de junio de 2011. Finalmente, en lo que respecta a la extensión de la cobertura a los cónyuges o concubinos de los trabajadores formales que no fuesen aportadores al seguro, se estableció que estos se incorporasen al mismo en forma escalonada. En un primer momento, diciembre de 2010, ingresaron al SNS los cónyuges de los trabajadores aportadores con 3 hijos o más menores de 18 años a cargo. Luego, en diciembre de 2011, se incorporaron también los cónyuges con 2 hijos a cargo; en diciembre de 2012, el beneficio se extendió a los cónyuges con 1 hijo a cargo; y, a partir de diciembre de 2013, todos los cónyuges de un aportador que no obtuviesen el beneficio por su propio empleo, pasaron a ser beneficiarios del SNS (tabla 3).

En términos generales, el principal beneficio de la incorporación al SNS es que permite a los individuos elegir en qué prestador de salud atenderse, entre la Administración de los Servicios de Salud del Estado (ASSE), una Institución de Asistencia Médica Colectiva (IAMC) o un Seguro Privado (este último, sin son admitidos). Es decir, los trabajadores y sus familias pueden optar por afiliarse en ASSE o en una IAMC, sin necesidad de pagar un costo adicional al del aporte para la obtención de la atención integral de la salud, o afiliarse a un Seguro Privado, sin son aceptados y pagando el diferencial que corresponda. Ante la posibilidad de elegir, un conjunto de individuos optó por cambiar su afiliación de ASSE a una IAMC y viceversa. Entre 2007 y 2013 el total de afiliados a una IAMC se incrementó un 38 % aproximadamente, mientras que la población usuaria de ASSE se redujo cerca de un 32 % [9]. Esto trajo como resultado un cambio en la distribución de los individuos entre las prestadoras de salud, aumentando el número de personas que optan por el subsector privado y disminuyendo las del subsector público.

Como se mencionó anteriormente, el SNS es el encargado de pagar las cuotas salud a los prestadores, lo cual realiza a través del Fondo Nacional de Salud (FONASA). Los ingresos del FONASA provienen de tres fuentes: aportes de los trabajadores públicos y privados, aportes de los empleadores y rentas generales del gobierno central. Un elemento importante de la reforma, que acompañó la inclusión de nuevos colectivos, fueron los cambios en las tasas de aporte que deben realizar los trabajadores. Mientras que en el régimen anterior los trabajadores contribuían con un 3 % de su ingreso al aseguramiento de la salud, en el nuevo régimen se establecen tasas diferenciadas, de acuerdo a la composición del hogar de los trabajadores y su nivel de ingresos laborales (ver tabla 4). Por su parte, los empleadores no sufrieron alteraciones en sus tasas de aporte. Además, las transferencias de rentas generales al FONASA no se han visto incrementadas

[9] Información estimada en base a microdatos de las ECH.

Tabla 3: Etapas de la incorporación de nuevos colectivos al SNS

Colectivos	**Ingreso al Seguro Nacional de Salud**
Trabajadores públicos	Mayo 2007-Junio 2008
Hijos a cargo	Enero 2008
Pasivos	Enero 2008 - Junio 2016
Profesionales independientes	Junio 2011
Cónyuges	Diciembre 2010 - Diciembre 2013
Cónyuges con 3 hijos o más	***Diciembre 2010***
Cónyuges con 2 hijos	***Diciembre 2011***
Cónyuges con 1 hijos	***Diciembre 2012***
Cónyuges sin hijos	***Diciembre 2013***

durante los primeros años de implementación del nuevo sistema de salud, lo cual se encuentra ligado a la estabilidad del mercado de trabajo uruguayo, que en los últimos años ha mostrado tasas de desempleo inferiores al 10 %.

Los extensión de la cobertura de salud a través del SNS a la familia de los trabajadores formales y el mantenimiento de la cobertura una vez que estos trabajadores se retiran del mercado laboral, junto con la modificación en las tasas de aporte, significó una alteración de incentivos a la formalidad, debido a un cambio en la utilidad del empleo formal respecto al informal. En el siguiente apartado, siguiendo el modelo elaborado por Galiani y Weinschelbaum (2012), se plantea un análisis de los cambios en los incentivos de los trabajadores, en particular, de los trabajadores calificados como secundarios, como resultado de la extensión de la cobertura a los cónyuges.

Tabla 4: Evolución de personas pertenecientes al Seguro según tipo de afiliación.

	Ocupados	**Pasivos**	**Menores**	**Paraestatales**	**Cónyuges (5)**			**Total**
	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**	**total**	**mujeres**	**hombres**	
ene-08	733.764	57.434	172.696					963.894
jul-08	822.455	68.915	405.831	7.239				1.304.440
ene-09	857.977	72.460	433.521	8.181				1.372.139
jul-09	869.378	77.724	451.557	12.659				1.411.318
ene-10	894.851	90.827	462.814	16.519				1.465.011
jul-10	915.122	101.426	477.732	18.467				1.512.747
ene-11	936.431	112.293	492.180	18.809	4.330	3.718	612	1.564.043
jul-11	992.069	126.268	537.424	28.067	26.483	21.662	4.821	1.710.311
ene-12	1.039.128	142.631	567.790	45.239	36.161	29.608	6.553	1.830.949
jul-12	1.053.970	276.984	585.765	46.510	69.641	54.186	15.455	2.032.870
ene-13	1.074.965	318.565	593.793	48.320	85.699	67.051	18.648	2.121.342
jul-13	1.086.515	323.800	605.211	49.472	123.197	93.111	30.086	2.188.195
dic-13	1.101.939	353.728	611.418	50.888	133.389	99.741	33.648	2.251.362

(1) Activos privados y públicos. (2) Incluye solo a pasivos del Banco de Previsión Social. (3) A partir de enero de 2008 se incorporan hijos menores de 18 años o mayores con discapacidad de los usuarios afiliados al FONASA. A partir de marzo de 2008 se incorporan los hijos de bancarios y a partir de 2009 los hijos de profesionales. (4) A partir de marzo de 2008 se incorporan los activos y pasivos bancarios. A partir de marzo de 2009, los activos y pasivos de la Caja Profesional. A partir de julio de 2011 se incorporan los activos y pasivos de la Caja Notarial. (5) A partir de diciembre de 2010 se incorporaron los concubinos de acuerdo con las etapas descritas en la Tabla 1. Distribución aproximada entre mujeres y hombres a partir de la cantidad de recibos pagos a IAMC y ASSE. Fuente: Anuario estadístico BPS 2013.

Tabla 5: Porcentaje de la población con cobertura en ASSE, IAMC y Seguros Privados, según sexo y año.

	ASSE			**IAMC**			**Seguros**		
	hombres	**mujeres**	**total**	**hombres**	**mujeres**	**total**	**hombres**	**mujeres**	**total**
2007	16,0%	20,2%	**36,2%**	21,7%	22,4%	**44,1%**	0,6%	0,7%	**1,3%**
2008	12,8%	17,1%	**29,9%**	25,3%	26,3%	**51,6%**	0,9%	1,0%	**1,8%**
2009	12,8%	17,4%	**30,2%**	26,2%	26,4%	**52,6%**	0,9%	1,1%	**2,0%**
2010	13,7%	18,2%	**31,9%**	26,1%	26,1%	**52,2%**	0,9%	0,9%	**1,8%**
2011	12,4%	15,9%	**28,3%**	27,7%	27,2%	**54,8%**	1,0%	1,1%	**2,1%**
2012	12,1%	15,0%	**27,1%**	27,7%	28,4%	**56,2%**	0,9%	1,0%	**1,9%**
2013	12,5%	15,3%	**27,8%**	28,1%	29,0%	**57,1%**	0,9%	1,0%	**2,0%**

Fuente: elaboración propia en base a microdatos de ECH 2007-2013.

Tabla 6: Tasas de aporte al SNS.

	Patronal	Personal	Por hijos	Por cónyuge
Ingresos $<$ 2.5 BPC*	5%	3%	-	-
Ingresos $>$ 2.5 BPC*	5%	4,5%	1,5%	2%

* 2.5 BPC equivalen a U$S 300 a precios de enero 2015.

3.2. Extensión de la cobertura de salud y mercado de trabajo

En esta sección se describe un modelo simple para ilustrar de qué forma la ampliación de los beneficios de la seguridad social, pueden afectar las decisiones de empleo de los individuos, en particular la elección acerca de en qué sector de la economía desempeñarse. Para ello se parte del supuesto de que la ampliación de los programas de protección social no contributivos conduce a un aumento de la utilidad del empleo informal respecto al formal (Levy, 2008), lo cual, en un contexto de libre movilidad entre los sectores, conduce a un desplazamiento de trabajadores desde empleos registrados a no registrados. El modelo utilizado sigue las especificaciones de Galiani y Weinschelbaum (2012), quienes además de las firmas, permiten que los trabajadores elijan en qué sector ubicarse. Debido a que el objeto de interés de esta investigación radica en entender los incentivos que actúan sobre los trabajadores, a continuación se realiza únicamente una modelización de la oferta de trabajo.

En primer lugar, se considera que cada trabajador está dotado de l unidades no divisibles que puede vender en el mercado de trabajo, debiendo elegir si opera en el sector formal o informal. Los trabajadores no pueden vender su trabajo a más de una firma. Quienes se desempeñan en el sector formal reciben a cambio w_f por concepto de salario más HI que representan los beneficios sociales y enfrentan costos por desempeñarse en dicho sector γ. Quienes trabajan en el sector informal reciben a cambio w_i por unidad de trabajo l, estando sujeto a la posibilidad de ser descubierto y perder el empleo $(1 - q)$. Por lo tanto, la utilidad de los trabajadores en cada sector es:

$$U_f(w_f l, HI) = w_f l + HI - \gamma \tag{1}$$

$$U_i(w_i l, HI) = w_i l(1 - q) \tag{2}$$

Cuando los trabajadores tienen niveles de capital humano muy bajos, no pueden enfrentar los costos de trabajar en el sector formal. Solo aquellos con $l \geq \hat{l} = \frac{\gamma}{w_f}$pueden trabajar en el sector formal, siendo lˆ el nivel de capital humano mínimo necesario para poder afrontar los costos de tener un empleo registrado. Los trabajadores son indiferentes entre trabajar en el sector formal o informal cuando l es tal que:

$$U_f(w_f \tilde{l}, HI) = U_i(w_i \tilde{l}, HI) \tag{3}$$

$$\tilde{l} = (\gamma - HI)/(w_f - w_i(1 - q)) \tag{4}$$

Por lo tanto, los trabajadores van a ubicarse en el sector formal siempre que su nivel de capital humano sea tal que cumpla con las dos restricciones antes mencionadas, es decir, que le permita afrontar los costos de la formalización y que la utilidad que percibe sea mayor a la tendría en el sector informal. El nivel de capital humano que cumple con estos dos requisitos es:

$$\bar{l} = max\{\hat{l}, \tilde{l}\} \tag{5}$$

De acuerdo a sus dotaciones de capital humano, los trabajadores van a elegir donde ubicarse. Los trabajadores con$l \leq \bar{l}$ van a ubicarse en el sector informal, mientras que aquellos con $l > \bar{l}$ van a desempeñarse en el sector formal. En los casos en que el capital humano del trabajador sea tal que $\hat{l} < l < \tilde{l}^{\sim}$, el trabajador decide voluntariamente ubicarse en el sector informal.

A partir de lo anterior, la oferta total de trabajo cuando se considera las decisiones individuales de las personas será:

$$L_s(w_f, w_i) = \int_0^{\bar{l}} lf(l)dl + \int_{\bar{l}}^{-\infty} lf(l)dl \tag{6}$$

Donde, los salarios determinan el monto que se ofrece en cada sector, pero no la oferta total.

Ahora bien, a los efectos de esta investigación interesa contemplar la situación en la cual se incorporan trabajadores secundarios al mercado laboral, es decir, que ya no hay un único trabajador por hogar. Para simplificar el análisis se supone que, tanto el trabajador principal como el secundario tienen la misma dotación de capital humano. En el caso en que dos miembros de un hogar participen del mercado laboral las decisiones sobre en qué sector desempeñarse pueden conducir a que ambos se ubiquen en el sector formal, uno trabaje en el sector formal y otro en el informal o que ambos trabajen en el sector informal, y en cada caso la utilidad esperada conjunta difiere.

$$U_{ff}(w_f l, HI) = 2w_f l + HI - 2\gamma \tag{7}$$

$$U_{fi}(w_f l, HI) = qw_f l + (1-q)(w_f + w_i)l + HI - \gamma \tag{8}$$

$$U_{ii}(w_i l, HI) = 2w_i l(1-q) \tag{9}$$

Como se observa en la ecuación (7), sea cual sea el beneficio neto de trabajar en el sector formal para un individuo, este va a ser menor para el segundo trabajador, dado que ya goza de

cierta proporción de los beneficios del sector formal generados por el trabajador principal. Por este motivo, el trabajador secundario, ceteris paribus, tiene mayor probabilidad de trabajar en el sector informal que el trabajador primario.

A continuación se realiza una adaptación de las ecuaciones 7 y 8 para el caso de Uruguay antes y después de la extensión de la cobertura de salud a los cónyuges de los trabajadores formales (la situación en la cual ambos trabajadores son informales se mantiene incambiada). Los beneficios de la cobertura de salud (C) se distinguen entre trabajador primario (1) y secundario (2), y el resto de los beneficios de la seguridad social (SS) se mantienen incambiados.

Antes de la extensión de la cobertura:

$U_{ff}(w_f l, SS, C) = 2w_f l + SS_1 + SS_2 + C_1 + C_2 - 2\alpha - 2\gamma$

$U_{fi}(w_f l, SS, C) = qw_f l + (1-q)(w_f + w_i)l + SS_1 + C_1 - \alpha - \gamma$

Después de la extensión de la cobertura:

$U_{ff}(w_f l, SS, C) = 2w_f l + SS_1 + SS_2 + C_1 + C_2 - 2\alpha - 2\gamma$

$U_{fi}(w_f l, SS, C) = qw_f l + (1-q)(w_f + w_i)l + SS_1 + C_1 + C_2 - \alpha - \gamma^{'}$

Donde SS_1 y SS_2 representa los beneficios de la seguridad social que recibe el trabajador principal y el secundario respectivamente, sin considerar la cobertura de salud. Mientras que C_1 y C_2 indican la cobertura de salud de cada trabajador. Finalmente, α y γ representan los costos de la seguridad social y de la cobertura de salud, donde $\gamma^{'}$ puede tomar valores 3 % o 6,5 %, pero en todos los casos $\gamma^{'} < 2\gamma$.

Por lo tanto, luego de la extensión de la cobertura a los cónyuges, tal como sugería Levy (2008), aumenta la utilidad relativa de que en una pareja un trabajador sea formal y otro informal respecto a la utilidad derivada de que ambos sean formales. Es decir, previo a la extensión de la cobertura, en lo que respecta al beneficio de salud, si ambos trabajadores aportaban, ambos recibían el beneficio (un aporte de 3 % cada uno, lo cual considerando trabajadores homogéneos sería 3 % sobre el total de sus ingresos laborales), y si solo un trabajador aportaba solo este recibía el beneficio (con trabajadores homogéneos el 3 % de uno de ellos representaría el 1.5 % del total de sus ingresos laborales). Luego de la extensión de la cobertura, si ambos trabajadores son formales ambos continúan recibiendo el beneficio de la cobertura de salud (a cambio de un aporte de 4.5 %), si solo uno de los trabajadores es formal ahora ambos reciben el beneficio de la cobertura (a cambio de un aporte de 6.5 % a cargo del trabajador que se encuentra registrado, lo cual ante trabajadores homogéneos representa 3.25 % de los ingresos laborales totales)[10] . Por supuesto, no todos los trabajadores son homogéneos, sin embargo, el análisis anterior permite expresar en forma menos abstracta de que forma la extensión de la cobertura de salud a los

[10]Se suponen trabajadores con ingresos superiores a U$S 300 mensuales a precios de 2015.

cónyuges puede modificar los incentivos sobre la formalización de los trabajadores en pareja.

4. Estrategia de estimación

4.1. Datos

Se utilizan microdatos de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) de Uruguay entre 2007 y 2013, representativos a nivel nacional, publicados por el Instituto Nacional de Estadística de Uruguay (INE). Las ECH contienen información de personas y hogares representativos para todo el territorio nacional.

Del período comprendido entre 2007 y 2013, los primeros cuatro años son previos a la extensión de la cobertura de salud a los cónyuges, los años 2011 y 2012 son considerados un período de ajuste durante el cual la política se expande y el año 2013 es en el cual todas las personas en pareja con hijos ya se encuentran alcanzadas por la extensión de la cobertura. Debido a que no puede identificarse efectivamente a través de la ECH los individuos que son alcanzados por la política, a partir de las condiciones establecidas por la reglamentación del programa se identifican los posibles beneficiarios y se consideran dentro del grupo de tratamiento, independientemente de si efectivamente fueron alcanzados por la política. El análisis se restringe para los adultos de entre 30 y 55 años de edad con hijos que residen en zonas urbanas. Cuando se analizan los efectos sobre la formalidad, se consideran solo a los asalariados del sector privado. La definición de formalidad adoptada es desde el punto de vista legal (Gasparini y Tornarolli, 2009), donde un trabajador es formal si realiza aportes al sistema de seguridad social. Finalmente, como ya fue mencionado, se considera trabajador primario a los hombres y trabajadoras secundarias a las mujeres.

4.2. Metodología

Se utilizan dos aproximaciones para intentar dimensionar los incentivos que genera la extensión de la cobertura sobre los trabajadores. En primer lugar, se estima un modelo probit bivariado, buscando evaluar la existencia de correlación entre las decisiones de empleo y formalidad de los miembros de una pareja, calculando los efectos marginales de la variable relevante para cada año entre 2007 y 2013 con el fin de observar si existieron variaciones luego de implementada la extensión de la cobertura. En segundo lugar, se explota la extensión exógena de la cobertura que se produjo a partir de diciembre de 2010, y se estiman los efectos sobre el mercado de trabajo mediante un modelo de diferencias en diferencias.

4.2.1. Probit bivariado

Se busca evaluar la influencia sobre la decisión de estar registrado (ocupado) de un trabajador, de la situación de la formalidad (ocupación) de su pareja. Una primera aproximación podría realizarse mediante un probit simple, donde la condición de formalidad (ocupación) de la pareja se incorpore en la ecuación como una variable explicativa. Sin embargo, es necesario considerar la presencia de características inobservables que se encuentren correlacionadas entre la formalidad (ocupación) de un trabajador y la de su pareja. Es decir, dado que es probable que el trabajador principal y el secundario tomen sus decisiones respecto a la formalidad (ocupación) en forma conjunta, si se estima mediante un modelo probit simple se obtendrán resultados inconsistentes (Greene, 2003; Angrist y Pischke, 2008; Galiani y Weinschelmbaum, 2012).

Se considera entonces el siguiente modelo bivariado latente:

$y_1^* = \beta_1 x_1 + \varepsilon_1$

$y_2^* = \beta_2 x_2 + \varepsilon_2$

Siendo las variables observables:

$y_1 = 1\text{si } y_1^* > 0$

$y_1 = 0\text{si } y_1^* \leq 0$

$y_2 = 1\text{si } y_2^* > 0$

$y_2 = 0\text{si } y_2^* \leq 0$

Donde y_1 y y_2 representan la propensión a aportar (a estar ocupado) del trabajador principal y del secundario, respectivamente (en nuestro caso del hombre y de la mujer). Se supone que (ε_1,ε_2) se distribuyen como una normal bivariada con media cero, varianza unitaria y $\text{cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \rho$, y también es independiente de (x_1, x_2). Siguiendo a Galiani y Weinschelmbaum (2012), si$\rho \neq 0$ entonces ε_2 y $y_1$están correlacionadas y estimar $y_2$mediante un probit será inconsistente. La distribución conjunta de (y_1, y_2) dado (x_1, x_2) queda determinada por:

$$P_{11} = P(y_1 = 1, y_2 = 1|x_1,x_2) = \Phi 2[\beta_1 x_1, \beta_2 x_2, \rho]$$

$$P_{10} = P(y_1 = 1, y_2 = 0|x_1, x_2) = \Phi 2[\beta_1 x_1, -\beta_2 x_2, \rho]$$

$$P_{01} = P(y_1 = 0, y_2 = 1|x_1, x_2) = \Phi 2[-\beta_1 x_1, \beta_2 x_2, -\rho]$$

$$P_{00} = P(y_1 = 0, y_2 = 0|x_1, x_2) = \Phi 2[-\beta_1 x_1, -\beta_2 x_2, -\rho]$$

Los parámetros β_1, β_2 y ρ del modelo latente bivariado, pueden estimarse consistentemente en base al método de máxima verosimilitud. Con el fin de contrastar la correcta especificación del modelo, se emplea el test de Wald de exogeneidad entre las dos variables, es decir, $H0)\rho = 0$. De no rechazarse la hipótesis nula, no sería necesario estimar mediante un probit bivariado, sino que sería suficiente realizar las estimaciones mediante un probit simple.

Luego, el efecto marginal que será de interés es el que se obtiene a partir de:

$$P(y_2 = 1/y_1 = 1|x_1, x_2) - P(y_2 = 1/y_1 = 0|x_1, x_2) = \frac{\Phi_2[\beta_1 x_1, \beta_2 x_2, \rho]}{\Phi[\beta_1 x_1]} - \frac{\Phi_2[-\beta_1 x_1, \beta_2 x_2, -\rho]}{1 - \Phi[\beta_1 x_1]}$$

En el cual Φ indica que se trata de una función de distribución normal estandarizada y Φ_2 es la función de distribución normal bivariada estándar.

4.2.2. Modelo de diferencias en diferencias

El objetivo es evaluar los efectos sobre la formalidad y el empleo que arrojó la extensión del seguro de salud a los cónyuges de los trabajadores formales. Para ello se explota la extensión exógena de la cobertura que se produjo, a partir de diciembre de 2010, a los cónyuges de los trabajadores que se encuentran registrados en la seguridad social. Lo que se buscará es aislar el efecto causal mediante la comparación entre lo que efectivamente ocurrió con un escenario contrafáctico que permita observar cómo hubiesen evolucionado las variables de resultado de no haberse extendido el beneficio del Seguro Nacional de Salud. Por lo tanto, siendo un experimento de política, este se evalúa mediante un enfoque econométrico de diferencias en diferencias.

De este modo, se consideraran como grupo de tratamiento las personas que viven en pareja y tienen hijos menores de 18 años a cargo. Por su parte, el grupo de comparación está compuesto por los adultos que viven sin pareja y, que por lo tanto, no fueron afectados por la política, pero que si tienen hijos. De esta forma, se busca descartar el efecto producido por la incorporación de los hijos al seguro dado que se está comparando grupos que comparten esa característica.

A los efectos de resolver el problema de correlación serial que se presenta en las estimaciones de diferencias en diferencias, se sigue una de las tres técnicas propuestas por Bertrand y otros. Concretamente, se elimina la dimensión de series de tiempo mediante la agregación de los datos en dos períodos: antes y después de la política. El período de tiempo considerado para las estimaciones es el comprendido entre 2007 y 2013.

Debido a que la variable de interés que determina si los individuos son o no afectados por la política resulta exógena a éstos, los datos son interpretados como si se contara con un experimento natural y se procede a estimar por medio de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) la

siguiente ecuación,

$$Y_i t = \alpha + \beta Elegible_i * Post_t + X_i t^{'} \gamma + \delta_t + \theta_r + \varepsilon_{it}$$

Donde Y_{it} es la variable de resultado del individuo$i$ en el año t; Elegible es una variable binaria que vale uno cuando el individuo vive en pareja y tiene hijos a cargo; $Post_t$ es una variable binaria que vale uno en el período pos-programa (para el año 2013) y cero en los años pre-programa (2007 a 2010). $X_i t^{'}$ es un vector de regresores que incluye características a nivel individual y de los hogares; δ_t es un conjunto de variables binarias que indican el año de la encuesta, estos efectos fijos controlan por la presencia de shocks a nivel agregado, mientras θ_r controla por efectos fijos por región y ε_{it} representa un término de error idiosincrásico. Finalmente, el coeficiente que acompaña la interacción entre la dummy de período de tiempo y la dummy de grupo ($Elegible_i * Post_t$) es el estimador de diferencias en diferencias ($\hat{\beta}$).

Para que la estrategia de identificación sea válida, el supuesto esencial es que en ausencia de la política las tendencias entre el grupo afectado y el de control son similares. A tales efectos, el análisis de las trayectorias pre-tratamiento permitirá tener una primera aproximación. Asimismo, a los efectos de complementar dicho análisis, se realizarán una serie de "falsos" experimentos que buscan someter a prueba la veracidad del supuesto.

5. Resultados preliminares

En primer lugar, se analizan los resultados de la estimación de los modelos probit bivariados para cada año. En la taba 7 se presentan las estimaciones de los efectos marginales sobre la condición de formalidad para hombres (columna 1) y para mujeres (columna 2) por separado. En esta tabla, el efecto marginal de interés es precisamente cómo cambia la probabilidad de ser formal dado que el cónyuge es formal respecto al caso en que lo no es. Se encuentra que la probabilidad de ser formal, tanto para hombres como para mujeres, es menor cuando la pareja de estos es formal y, por lo tanto, ya hay un miembro del hogar que recibe los beneficios de la seguridad social. Como podía esperarse, este efecto es de mayor magnitud para las mujeres. Adicionalmente en el apéndice se pueden observar las estimaciones de las probabilidades conjuntas de ser formal/no formal para el total de los ocupados que viven en pareja.

En segundo lugar, se procedió a estimar el efecto de la política de interés sobre los incentivos a la ocupación y la formalidad mediante un enfoque de diferencias en diferencias.

La tabla 8 presenta estadísticas de resumen según estatus de tratamiento antes y después de la extensión de la cobertura para los individuos de la muestra. Las estadísticas indican que

Tabla 7: Efectos marginales sobre la formalidad dependiendo del estatus de formalidad del cónyuge.

	Hombre	Mujer
2004	-0.064	-0.109
2005	-0.044	-0.077
2006	-0.062	-0.076
2007	-0.068	-0.096
2008	-0.062	-0.091
2009	-0.057	-0.100
2010	-0.045	-0.090
2011	-0.061	-0.078
2012	-0.056	-0.071
2013	-0.051	-0.074

Nota: La muestra corresponde a la Encuesta Continua de Hogares desdee 2007 a 2013.

las tendencias de los individuos de los dos grupos (tratados y no tratados) fueron similares en la mayoría de las características observables. En las variables de resultado de interés, empleo y empleo registrado (formalidad), la evidencia sin controlar por características, sugiere diferencias en las tendencias entre los grupos. Los principales resultados no son impulsados por efectos de composición.

Sumado a lo anterior, la figura 1 ilustra la esencia de los resultados básicos para una de las variables de interés presentadas en la tabla 8. La figura muestra las diferencias condicionales (con controles) para las tasas de empleo anuales entre el grupo que es elegible para recibir el beneficio (parejas con hijos menores de 18 años a cargo) y el grupo de control (padres solteros con hijos menores de 18 años a cargo) entre 2007 y 2013.

Las tablas 9 y 10 presentan las estimaciones preliminares de los efectos de la extensión dela cobertura de salud sobre las variables de resultado del mercado de trabajo discutidas antes: ocupación y empleo registrado. Cada columna reporta estimaciones MCO para el total de la muestra y diferenciando entre hombres y mujeres. Las distintas especificaciones contienen diferente número de covariables a los efectos de controlar los resultados. Cuando se consideran las especificaciones con controles no se observan efectos significativos en la ocupación (tabla 9). Si se encuentra una caída estadísticamente significativa de 2,6 % en el empleo registrado para aquellos individuos con hijos que se encuentran en pareja en relación con los padres solteros. Si se reduce la muestra para aquellos individuos que trabajan más de 25 horas por semana (tabla 11), los resultados indican efectos singificativos para el total de personas en parejas y para el grupo de mujeres, siendo la magnitud de los efectos similar al encontrado para el total de trabajadores.

Cuando se observan los resultados de acuerdo al estatus de formalidad del cónyuge (tabla 12), al considerar la especificación con mayor número de controles, se encuentra que el efecto

Tabla 8: Estadísticas de resumen

	Grupo de control				Grupo de tratamiento				
	Pre-reform		Pos-reform		Pre-reform		Pos-reform		
	mean	SD	mean	SD	mean	SD	mean	SD	DiD
Registered employment	0.70	0.46	0.80	0.40	0.82	0.38	0.90	0.30	-0.03 **
Occupation	0.81	0.39	0.82	0.39	0.79	0.41	0.82	0.39	0.02 *
Age	42.01	6.71	41.93	6.89	40.79	6.70	40.53	6.54	-0.17
Men	0.11	0.31	0.11	0.31	0.49	0.50	0.51	0.50	0.01
Education	8.83	3.56	9.01	3.47	9.39	3.67	9.74	3.63	0.16 *
Head of household	1.00	0.00	1.00	0.00	0.49	0.50	0.50	0.50	0.00
Num of child	1.94	1.24	1.90	1.18	2.00	1.16	1.91	1.03	-0.05 *
Region									
Montevideo	0.52	0.50	0.54	0.50	0.49	0.50	0.53	0.50	0.02
North	0.10	0.30	0.09	0.29	0.11	0.31	0.09	0.29	0.00
Center-North	0.11	0.31	0.13	0.34	0.12	0.32	0.13	0.34	-0.01
Center-South	0.09	0.29	0.09	0.28	0.10	0.30	0.08	0.27	-0.01 **
South	0.18	0.38	0.15	0.36	0.19	0.39	0.16	0.37	0.01
Sector									
Agriculture	0.04	0.19	0.04	0.20	0.09	0.28	0.08	0.28	-0.01 *
Low tec industry	0.09	0.29	0.08	0.27	0.10	0.29	0.08	0.27	0.00
Other industry	0.04	0.20	0.04	0.19	0.07	0.26	0.07	0.26	0.00
Construction	0.03	0.16	0.02	0.15	0.10	0.31	0.09	0.29	-0.01
Trade	0.24	0.43	0.25	0.43	0.25	0.43	0.25	0.43	0.00
Transport/Communication	0.03	0.16	0.03	0.18	0.07	0.26	0.07	0.26	0.00
Finance	0.07	0.26	0.10	0.30	0.09	0.29	0.10	0.29	-0.02 ***
Education/other services	0.22	0.41	0.24	0.43	0.14	0.35	0.15	0.36	-0.01
Personal services	0.25	0.43	0.20	0.40	0.09	0.28	0.07	0.26	0.03***

Nota: La muestra corresponde a la Encuesta Continua de Hogares desde 2007 a 2013.

negativo sobre la formalidad es significativo únicamente cuando el cónyuge es formal. Este último resultado, abona la hipótesis del incentivo negativo sobre la formalidad que produce la extensión de la cobertura a los cónyuges.

Figure 1:

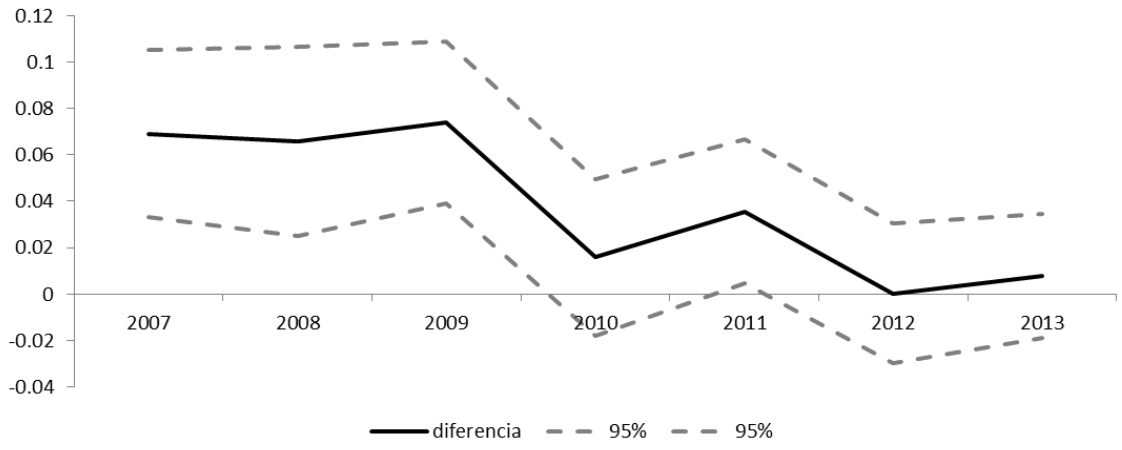


Tabla 9: Efectos de la extensión del seguro de salud sobre la ocupación. Estimaciones de Diferencias en Diferencias.

	Total	hombres	mujeres	Total	hombres	mujeres	Total	hombres	mujeres
Pareja*Post	0.0228***	0.0024	0.0417***	0.0099	0.0059	0.0142	0.0094	0.0059	0.0136
	(0.0031)	(0.0020)	(0.0054)	(0.0079)	(0.0139)	(0.0098)	(0.0079)	(0.0139)	(0.0097)
Pareja	-0.0161***	0.0092*	-0.1488***	-0.0925***	0.0038	-0.1036***	-0.0915***	0.0037	-0.1050***
	(0.0036)	(0.0056)	(0.0044)	(0.0054)	(0.0063)	(0.0099)	(0.0054)	(0.0063)	(0.0099)
Pers. caract.	No	No	No	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Reg. caract.	No	No	No	No	No	No	Si	Si	Si
Num. Obs.	119,669	54,007	65,662	119,608	53,985	65,623	119,608	53,985	65,623
R-squared	0.001	0.000	0.017	0.172	0.008	0.110	0.173	0.008	0.111

Nota: Errores estándar robustos en paréntesis $***p < 0{,}01$, $**p < 0{,}05$, $*p < 0{,}1$. La muestra corresponde a la Encuesta Continua de Hogares desde 2007 a 2013.

Table 10: Efectos de la extensión del seguro de salud sobre el empleo registrado. Estimaciones de Diferencias en Diferencias.

	Total	men	women	Total	men	women	Total	men	women
Pareja*Post	-0.0348***	-0.0373	-0.0284**	-0.0368***	-0.0398	-0.0297**	-0.0255**	-0.0348	-0.0212
	(0.0122)	(0.0316)	(0.0139)	(0.0120)	(0.0317)	(0.0137)	(0.0114)	(0.0318)	(0.0130)
Pareja	0.0735***	0.0694***	0.0539***	0.0761***	0.0749***	0.0468***	0.0653***	0.0728***	0.0418***
	(0.0078)	(0.0176)	(0.0103)	(0.0078)	(0.0177)	(0.0102)	(0.0074)	(0.0176)	(0.0096)
Pers. caract.	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Reg. caract.	No	No	No	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Sector	No	No	No	No	No	No	Si	Si	Si
Num. Obs.	52,209	27,119	25,090	52,209	27,119	25,090	52,209	27,119	25,090
R-squared	0.102	0.052	0.122	0.113	0.063	0.135	0.178	0.068	0.241

Nota: Errores estándar robustos en paréntesis $***p < 0{,}01$, $**p < 0{,}05$, $*p < 0{,}1$. La muestra corresponde a la Encuesta Continua de Hogares desde 2007 a 2013.

Table 11: Efectos de la extensión del seguro de salud sobre el empleo registrado. Individuos que trabajan más de 25 horas semanales. Estimaciones de Diferencias en Diferencias.

	Total	hombre	mujer	Total	hombre	mujer	Total	hombre	mujer
Pareja*Post	-0.0352***	-0.0438	-0.0344**	-0.0375***	-0.0463	-0.0362**	-0.0237*	-0.0403	-0.0266*
	(0.0134)	(0.0327)	(0.0158)	(0.0132)	(0.0327)	(0.0156)	(0.0123)	(0.0329)	(0.0145)
Pareja	0.0484***	0.0726***	0.0381***	0.0514***	0.0780***	0.0296***	0.0382***	0.0749***	0.0250**
	(0.0083)	(0.0181)	(0.0114)	(0.0083)	(0.0182)	(0.0113)	(0.0078)	(0.0182)	(0.0105)
Pers. Caract.	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Reg. Caract.	No	No	No	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Sector	No	No	No	No	No	No	Si	Si	Si
Num. Obs.	52,209	27,119	25,090	52,209	27,119	25,090	52,209	27,119	25,090
R-squared	0.120	0.046	0.099	0.131	0.056	0.114	0.215	0.062	0.249

Nota: Errores estándar robustos en paréntesis $***p < 0{,}01$, $**p < 0{,}05$, $*p < 0{,}1$. La muestra corresponde a la Encuesta Continua de Hogares desde 2007 a 2013.

Table 12: Efectos de la extensión del seguro de salud sobre el empleo registrado, de acuerdo a estatus de formalidad del cónyuge. Estimaciones de Diferencias en Diferencias.

	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
con conyuge formal									
EnPareja*Post	0.0621***	0.0413***	0.0783***	-0.0287***	-0.0368***	-0.0226**	-0.0218***	-0.0345***	-0.0113
	(0.0040)	(0.0057)	(0.0057)	(0.0081)	(0.0132)	(0.0105)	(0.0078)	(0.0131)	(0.0100)
con conyuge informal									
EnPareja*Post	0.0718***	0.0646***	0.0898***	-0.0301**	-0.0318	-0.0173	-0.0177	-0.0250	-0.0134
	(0.0065)	(0.0069)	(0.0147)	(0.0130)	(0.0322)	(0.0185)	(0.0124)	(0.0326)	(0.0176)

Nota: Errores estándar robustos en paréntesis $***p < 0{,}01$, $**p < 0{,}05$, $*p < 0{,}1$. La muestra corresponde a la Encuesta Continua de Hogares desde 2007 a 2013.

6. Conclusiones

En este trabajo se analizó el impacto sobre el mercado de trabajo de la extensión del seguro de salud a los cónyuges de los trabajadores formales ocurrida en Uruguay desde Diciembre de 2010. Se buscó distinguir los efectos no deseados que pudo haber arrojado la política, poniendo especial interés en aquellos individuos que se encontrasen en pareja. Por un lado, se analizó la incidencia en la probabilidad de ser un trabajador registrado que tiene el hecho de que el cónyuge de este sea un trabajador formal. De esta forma, se buscó generar evidencia acerca de como los procesos de decisión de los trabajadores que viven en pareja se dan en forma conjunta y que, en este proceso, son las mujeres las que ajustan sus conductas en mayor medida. Por otro lado, se explotó la extensión de la cobertura a los cónyuges, para evaluar si efectivamente se pudo haber generado incentivos no deseados sobre los individuos que exógenamente fueron alcanzados por la política.

Los resultados sugieren que, así como la literatura ha encontrado que las mujeres casadas tienen mayor elasticidad de su oferta laboral respecto al ingreso en comparación con los hombres en iguales condiciones, también ajustan en mayor medida sus decisiones de inserción laboral respecto a las características de la ocupación de su pareja. Esto se desprende, por un lado, en la magnitud superior de los efectos marginales encontrados para las mujeres en todos los años entre 2007 y 2013 estimados a partir del Probit bivariado. Por otra parte, en las estimaciones por diferencias en diferencias, si bien no se encontró evidencia acerca de cambios en la decisión de estar ocupada, al reducir el análisis a los asalariados privados con más de 25 horas, la caída en la formalidad solo resultó significativa para las mujeres.

En investigaciones futuras se procurará distinguir los posibles efectos por edades y nivel educativo. Asimismo, esta previsto someter estos resultados a ejercicios de robustez, como experimentos falsos.

7. Referencias bibliográficas

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 Working Paper 17690.

Angrist, J. D. y Pischke, J. (2008). Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion. Princeton University Press, Princeton

Auerbach, P., Genoni, M. y Pages, C. (2005). Social Security Coverage and the Labor Market in Developing Countries. Washington, Research department working paper 537, Banco Interame-

ricano de Desarrollo (BID).

Becker, G. (1985). Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. Journal of Labor Economics, Vol. 3, No. 1, Part 2: "Trends in Women's Work, Education, and Family Building". (enero), pp. S33-S58.

Bérgolo, M. (2014). Políticas de Protección Social, incentivos al trabajo y empleo formal Evidencia para Uruguay a partir de una evaluación de experimentos de política. Tesis de Doctorado en Economía – UNLP.

Bérgolo, M. y Cruces, G. (2014). Work and tax evasion incentive effects of social insurance programs. Evidence from an employment-based benefit extension. Journal of Public Economics. PUBEC-03449; No of Pages 18.

Bertrand, M., Duflo, E. y Mullainathan, S. (2004). How Much Should We Trust Differences in differences Estimates?. The Quarterly Journal of Economics, 119(1), pp. 249-275.

Blau, F., y L. Kahn (2005), Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980-2000, Working Paper 11230, National Bureau of Economic Research.

Bosch, M. y Campos –Vázquez, R. (2010). The trade-offs of social assistance programs in the labor market: the case of the "Seguro Popular" program in Mexico. Documento de trabajo No. XII-2010. Centro de Estudios Económicos – El Colegio de México.

Bosch, M. y Manacorda, M. (2012). Social Policies and Labor Market Outcomes in Latin America and the Caribbean: A Review of the Existing Evidence. Ocasional paper No. 32. Center for Economic Performance.

Ceni González, Rodrigo (2014). Social security schemes and labor supply in the formal and informal sectors". Serie Documentos de Trabajo, DT. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

Costa, D. L., (2000). From Mill Town to Board Room: The Rise of Women's Paid Labor. Journal of Economic Perspectives, Vol. 14, No. 4.

Eissa, N. y Hoynes, H., 1999. The earned income tax credit and the labor supply of married couples. Working paper No. E99-267. University of California at Berkeley.

Eissa, N. y Hoynes, H., 2004. Taxes and the labor market participation of married couples: the earned income tax credit. Journal of Public Economics 88, 1931–1958.

Espino, A., Leites, M. y Machado, A. (2009). Cambios en la conducta de la oferta laboral femenina: el incremento de la actividad de las mujeres casadas. Diagnóstico e implicancias. Uruguay: 1981 -2006. DT Iecon No 03/09.

Espino, A., Isabella, F., Leites, M. y Machado (2014). Diferencias de género en la elsticidad intertemporal y no compensada de la oferta laboral. Pruebas para el caso uruguayo. EL

TRIMESTRE ECONÓMICO, vol. LXXXI (2), núm. 322, abril-junio de 2014, pp. 479-515

Esquivel, G. y Ordaz Díaz, J.L. (2008). ¿Es correcto vincular la política social a la informalidad en México? Una prueba simple de las premisas de esta hipótesis. Serie Estudios y Perspectivas No. 104– CEPAL.

Fernández, R. (2007). Culture as learning: The evolution of female labor force participation over a century, Working Paper 13373, National Bureau of Economic Research.

Galiani, S. y Weinschelbaum, F. (2012). Modeling Informality Formally: Households and Firms. Economic Inquiry, Western Economic Association International, vol. 50(3).

Garganta, S. y Gasparini, L. (2015). The Impact of a Social Program on Labor Informality: The Case of AUH in Argentina. Journal of Development Economics, forthcoming 2015.

Gasparini, L. y Tornarolli, L. (2009). Labor Informality in Latin America and the Caribbean: Patterns and Trends from Houehold Surveys Microdata. Documento de Trabajo 46, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata.

Gasparini, L., F. Haimovich y S. Olivieri (2009). Labor informality bias of a poverty-alleviation program in Argentina, Journal of Applied Economics, Vol XII, No. 2, 181-205.

Goldin, C. (2006). The Quiet Revolution That Transformed Women's Employment, Education, and Family. Ely Lecture, American Economic Association Meetings, Boston MA (Jan. 2006), published in American Economic Review, Papers and Proceedings 96 (May 2006), pp. 1-21.

Greene, W. (2003). Econometric Analysis 5th edition. New Jersey, USA, Prentice Hall.

Groisman, F. (2011). Argentina: los hogares y los cambios en el mercado laboral (2004-2009). Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)

Killingsworth, M. y J. Heckman (1986). Female Labor Supply: A Survey. Handbook of Labor Economics, Vol. 1, Orley Ashenfelter and Richard Layard (eds), pp. 103-204.

Levy, S., (2008). Good Intentions, Bad Outcomes: Social Policy, Informality and Economic-Growth in Mexico. Brookings Institution Press.

Maddala, G. (1983). Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Cambridge University Press.

Maloney, W. (1999). Does Informality Imply Segmentation in Urban Labor Markets? Evidence from sectorial transitions in Mexico. Washington D.C., Banco Mundial, Economic Review.

Maloney, W. (2003). Informality Revisited. Washington, World Bank policy research working paper 2965.

Mincer, J. (1962). Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply, en Aspects of Labor Economics, NBER, Princeton University Press, Princeton, N.J.

Mondino, G. y Montoya, S. (2004). The Effects of Labor Market Regulations on Employment Decisions by Firms: Empirical Evidence for Argentina. Washington, Research network working paper 391.

Olivera, A., Regeuira, P. y Vilá, J. (2012). Una aproximación al análisis de la informalidad y las decisiones familiares en Uruguay. El caso de los cónyuges. Tesis de grado, UdelaR. Montevideo, Uruguay.

Perry, G., Arias, O., Fajnzylber, P., Maloney, W., Mason, A. y Saavedra-Chanduvi, J. (2007). Informalidad: Escape y exclusión. Washington D.C., Estudios del Banco Mundial sobre América Latina y el Caribe.

Ribas, P., y Soares V. (2012). Is the effect of conditional transfers on labor supply negligible everywhere? University of Illinois at Urban-Champaign.

Tamm, M. (2009)

Tenenbaum (2011). Políticas orientadas a los hogares con niños: Una evaluación ex ante para el caso uruguayo.

A. Apéndice

Table 13: Probabilidades conjuntas estimadas a partir del modelo probit bivariado.

		MUJER	
	HOMBRE	0	1
2007	0	0.015	0.115
	1	0.181	0.689
2008	0	0.010	0.098
	1	0.162	0.730
2009	0	0.007	0.083
	1	0.165	0.745
2010	0	0.008	0.074
	1	0.176	0.743
2011	0	0.006	0.092
	1	0.124	0.778
2012	0	0.004	0.081
	1	0.108	0.807
2013	0	0.002	0.065
	1	0.099	0.834

Note: The sample corresponds to the Encuesta Continua de Hogares (ECH) from 2007 to 2013.

Table 14: Estimación del probit bivariado para hombres.

VARIABLES	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
hijos	-0.0463***	-0.00234	0.0210	0.0383*	0.0180	-0.00768	0.00744
	(0.0175)	(0.0224)	(0.0198)	(0.0221)	(0.0207)	(0.0216)	(0.0200)
linla	-0.0495***	-0.0558***	-0.0626***	-0.0539***	-0.0579***	-0.0683***	-0.0743***
	(0.00614)	(0.00673)	(0.00679)	(0.00651)	(0.00598)	(0.00640)	(0.00554)
intnor	-0.195***	-0.269***	-0.318***	-0.185**	-0.293***	-0.337***	-0.322***
	(0.0606)	(0.0714)	(0.0642)	(0.0795)	(0.0771)	(0.0760)	(0.0682)
intcnor	0.0422	-0.0724	0.0119	-0.0157	0.00527	-0.146**	-0.110*
	(0.0606)	(0.0614)	(0.0682)	(0.0636)	(0.0648)	(0.0667)	(0.0593)
intcsur	0.0623	-0.149	-0.00336	-0.00463	0.0394	-0.0104	0.0793
	(0.0607)	(0.168)	(0.0901)	(0.0758)	(0.0720)	(0.0740)	(0.0659)
intsur	0.0272	-0.0457	0.209***	0.0539	0.0482	-0.00905	0.104*
	(0.0520)	(0.0511)	(0.0664)	(0.0574)	(0.0556)	(0.0635)	(0.0564)
edadh	0.0273	0.0672	0.115***	0.0409	-0.00615	0.00169	-0.0163
	(0.0343)	(0.0462)	(0.0398)	(0.0402)	(0.0391)	(0.0410)	(0.0387)
edadh2	-0.000331	-0.000828	-0.00139***	-0.000588	4.77e-05	-6.89e-05	0.000107
	(0.000402)	(0.000541)	(0.000472)	(0.000474)	(0.000460)	(0.000483)	(0.000453)
prich	0.337***	0.206*	0.389***	0.360***	0.335***	0.156	0.330***
	(0.0791)	(0.108)	(0.0959)	(0.102)	(0.0987)	(0.115)	(0.104)
secih	0.595***	0.446***	0.621***	0.512***	0.470***	0.442***	0.534***
	(0.0744)	(0.0861)	(0.0899)	(0.0976)	(0.0942)	(0.111)	(0.101)
secch	0.763***	0.676***	0.930***	0.897***	0.725***	0.686***	0.926***
	(0.0871)	(0.0990)	(0.108)	(0.111)	(0.107)	(0.125)	(0.113)
supih	0.947***	0.827***	1.129***	1.011***	0.807***	0.896***	1.201***
	(0.101)	(0.112)	(0.110)	(0.122)	(0.119)	(0.142)	(0.139)
supch	1.435***	1.305***	1.489***	1.427***	1.330***	1.335***	1.526***
	(0.101)	(0.112)	(0.123)	(0.126)	(0.123)	(0.141)	(0.128)
Constant	-0.124	-0.701	-1.905**	-0.175	0.781	0.866	1.156
	(0.717)	(0.987)	(0.823)	(0.835)	(0.814)	(0.854)	(0.814)
athrho	0.318***	0.308***	0.332***	0.288***	0.295***	0.288***	0.322***
	(0.0255)	(0.0365)	(0.0296)	(0.0294)	(0.0289)	(0.0317)	(0.0290)
Observations	6,673	7,070	6,657	6,841	6,831	6,228	6,926

Note: The sample corresponds to the Encuesta Continua de Hogares (ECH) from 2007 to 2013.

Table 15: Estimación del probit bivariado para mujeres.

VARIABLES	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
edadm	0.110***	0.0817**	0.101***	0.0188	0.0851**	0.0598	0.0194
	(0.0341)	(0.0363)	(0.0384)	(0.0392)	(0.0393)	(0.0429)	(0.0381)
edadm2	-0.00134***	-0.00104**	-0.00125***	-0.000208	-0.00105**	-0.000751	-0.000308
	(0.000417)	(0.000442)	(0.000470)	(0.000474)	(0.000479)	(0.000524)	(0.000463)
hijos	-0.0886***	-0.0530***	-0.0444**	-0.0624***	-0.0628***	-0.0800***	-0.0715***
	(0.0174)	(0.0193)	(0.0217)	(0.0209)	(0.0206)	(0.0215)	(0.0193)
linla	-0.0427***	-0.0385***	-0.0345***	-0.0420***	-0.0467***	-0.0569***	-0.0454***
	(0.00606)	(0.00659)	(0.00702)	(0.00658)	(0.00624)	(0.00645)	(0.00551)
pricm	0.272***	0.375***	0.380***	0.408***	0.441***	0.293*	0.442***
	(0.0997)	(0.107)	(0.125)	(0.130)	(0.138)	(0.160)	(0.145)
secim	0.406***	0.648***	0.678***	0.725***	0.716***	0.593***	0.705***
	(0.0954)	(0.107)	(0.120)	(0.126)	(0.134)	(0.155)	(0.142)
seccm	0.917***	1.063***	1.138***	1.077***	1.194***	1.105***	1.269***
	(0.105)	(0.114)	(0.129)	(0.135)	(0.143)	(0.163)	(0.150)
supim	1.163***	1.292***	1.476***	1.533***	1.341***	1.360***	1.286***
	(0.112)	(0.120)	(0.130)	(0.138)	(0.148)	(0.172)	(0.155)
supcm	1.602***	1.861***	2.025***	1.988***	2.031***	1.865***	1.910***
	(0.107)	(0.117)	(0.138)	(0.143)	(0.148)	(0.167)	(0.152)
intnor	-0.363***	-0.425***	-0.470***	-0.377***	-0.516***	-0.450***	-0.421***
	(0.0591)	(0.0672)	(0.0619)	(0.0752)	(0.0752)	(0.0743)	(0.0656)
intcnor	0.115*	-0.142**	0.0139	-0.0574	-0.186***	-0.221***	-0.272***
	(0.0611)	(0.0590)	(0.0657)	(0.0625)	(0.0624)	(0.0666)	(0.0563)
intcsur	0.0365	-0.0126	-0.131	-0.0660	-0.0169	-0.144*	-0.131**
	(0.0592)	(0.126)	(0.0883)	(0.0711)	(0.0684)	(0.0771)	(0.0621)
intsur	0.0955*	-0.105**	0.100	0.00872	-0.00420	0.00414	0.111*
	(0.0506)	(0.0480)	(0.0660)	(0.0585)	(0.0533)	(0.0609)	(0.0567)
Constant	-1.978***	-1.433*	-1.973**	-0.331	-1.490*	-0.740	-0.0254
	(0.684)	(0.738)	(0.768)	(0.799)	(0.792)	(0.872)	(0.775)
Observations	6,673	7,070	6,657	6,841	6,831	6,228	6,926

Note: The sample corresponds to the Encuesta Continua de Hogares (ECH) from 2007 to 2013.