

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

Cecilia Parada**

Director: Guillermo Cruces

Diciembre 2015.

Resumen

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 ocupación y la formalidad. 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 condición de empleo de hombres y mujeres 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 del seguro de salud para los cónyuges de los trabajadores registrados ocurrida a partir de Diciembre de 2010. Los resultados sugieren que la expansión del seguro introdujo incentivos a que las personas en pareja se muevan entre formalidad/informalidad y, en menor medida, entre el empleo/no empleo. Se observa que las mujeres en pareja, en particular aquellas con menor cantidad de años de estudio, ajustan en mayor medida sus decisiones de inserción laboral respecto a las características de la ocupación de su pareja en relación a los hombres.

Código JEL: J21, O17, J16.

*Este artículo forma parte de la tesis de Doctorado de Economía de la UNLP, dirigida por Guillermo Cruces (CEDLAS-UNLP, CONICET y IZA). Asimismo resultó ganador del Concurso de Ensayos 2014 organizado por CEDLAS (Argentina) e IDRC (Canadá), en el marco del proyecto “Mejorando Capacidades en Evaluación de Impacto en América Latina”.

**CEDLAS-UNLP- y CONICET. Los comentarios son bienvenidos a: cparada@cedlas.org.

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

Índice

1. Introducción	1
2. Revisión de la literatura	3
2.1. Participación laboral de hombres y mujeres	3
2.2. Incentivos de las políticas e informalidad	6
2.3. Seguro de salud y oferta de trabajo	10
3. El Seguro de Salud en Uruguay y la extensión del beneficio a los cónyuges de los trabajadores formales	12
3.1. El Seguro de Salud en Uruguay	12
3.2. Extensión de la cobertura de salud y mercado de trabajo	16
4. Estrategia de estimación	19
4.1. Datos	19
4.2. Metodología	20
5. Resultados	21
5.1. Estimación del efecto de la extensión del Seguro de Salud sobre las decisiones de empleo.	21
5.2. Validez de la estrategia de identificación	30
6. Conclusiones	32
7. Referencias bibliográficas	33
A. Apéndice	37

1. Introducción

Tal como se observa a nivel internacional, en Uruguay las brechas en las tasas de actividad y empleo entre hombres y mujeres se han reducido, en particular en los últimos 50 años. Si bien los hombres continúan registrando mayores niveles de ocupación, al observar a los adultos de entre 25 y 60 años se encuentra que, mientras la tasa de ocupación de los hombres aumentó 4 puntos porcentuales entre 2004 y 2014, la tasa de ocupación femenina registró un aumento de casi 11 puntos en el mismo período. Por otra parte, cuando se observa la evolución promedio de la tasa de ocupación entre personas solteras y en pareja¹ 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 2014, el 95 % de los hombres de entre 25 y 60 años que se encontraban en pareja tenía un empleo, mientras que entre los solteros la tasa de ocupación se ubicaba en 85 %. Por su parte, las mujeres de dicho rango etario que se encontraban en pareja registraron una tasa de ocupación de 70 %, mientras que la tasa de ocupación de las solteras ascendió a 79 %. 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 formalidad², 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 25 y 60 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 (Bosch y Manacorda, 2012). Existe menor evidencia acerca de estos efectos en países en desarrollo y, en particular,

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

²Se 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 25 y 60 años.

	Total			Hombres			Mujeres		
	Total	Solteros	En pareja	Total	Solteros	En pareja	Total	Solteros	En pareja
2004	74.2	74.0	74.4	88.0	79.7	92.1	62.1	69.6	57.6
2005	74.8	73.8	75.3	87.9	78.7	92.5	63.4	70.1	59.2
2006	76.3	76.2	76.3	89.8	81.7	93.4	64.4	72.0	60.2
2007	78.0	77.8	78.2	91.3	83.9	94.5	66.3	73.3	62.6
2008	79.8	80.3	79.5	91.9	84.8	95.1	69.1	76.9	64.7
2009	80.4	80.9	80.1	92.2	85.4	95.2	69.9	77.4	65.7
2010	80.8	80.7	80.8	92.0	85.0	95.1	70.8	77.4	67.2
2011	82.2	82.3	82.1	92.4	85.9	95.6	72.9	79.2	69.3
2012	82.1	81.8	82.2	92.1	85.3	95.4	73.1	79.1	69.6
2013	81.7	81.4	81.9	91.9	85.7	94.8	72.3	77.7	69.5
2014	82.2	81.9	82.4	92.0	85.3	95.3	73.0	78.8	70.0

Nota: elaboración propia a partir de las ECH 2004-2014.

Tabla 2: Tasa de formalidad de los asalariados privados total y según sexo y estatus conyugal, personas de entre 25 y 60 años.

	Total			Hombres			Mujeres		
	Total	Solteros	En pareja	Total	Solteros	En pareja	Total	Solteros	En pareja
2004	69.6	63.8	73.5	74.1	65.4	78.4	64.7	62.5	66.6
2005	71.2	64.9	75.3	75.5	66.8	79.8	66.5	63.5	69.0
2006	76.7	71.8	79.6	80.4	73.9	83.3	72.5	70.2	74.3
2007	78.0	73.2	80.6	81.1	74.0	84.1	74.4	72.6	75.7
2008	79.5	75.3	81.9	82.8	76.6	85.6	75.7	74.2	76.8
2009	81.1	76.5	83.7	84.4	78.2	87.0	77.3	75.1	78.9
2010	82.1	78.4	84.1	85.7	80.6	88.0	77.9	76.7	78.7
2011	84.8	81.6	86.8	87.7	83.8	89.6	81.5	79.6	82.9
2012	86.7	83.5	88.7	89.3	85.3	91.2	83.8	81.9	85.2
2013	88.0	84.9	89.7	90.1	85.6	92.1	85.5	84.3	86.4
2014	88.6	85.8	90.1	90.2	86.1	92.1	86.6	85.6	87.3

Nota: elaboración propia a partir de las ECH 2004-2014.

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, 2012). 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 heterogénea 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 del seguro 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.

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 el empleo, dentro de la cual se distingue en particular la que trata sobre efectos del seguro de salud. 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 género³.

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 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 trabajos 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

³La 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.

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 públicas 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 del seguro 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), Bérigolo 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 del seguro 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 brasileiro Bolsa de Familia han sido analizados en diferentes dimensiones⁴, 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 Bérgholo y Cruces (2014), a partir del análisis del PANES⁶ 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 Weinschelbaum (2012) elaboran un modelo simple para ilustrar de qué forma la ampliación de los beneficios de la seguridad social, como puede ser la extensión del seguro 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 resultados contrapuestos a los de Galiani y Weinschelbaum (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

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

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

⁶Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social.

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.

2.3. Seguro de salud y oferta de trabajo

Gruber y Madrian (2002) realizan una revisión crítica de alrededor de 50 artículos que se encuentran enfocados a analizar el vínculo entre los seguros de salud, la oferta de trabajo y la movilidad de los individuos entre el empleo formal y el informal. En particular, uno de los grupos de individuos en los que centran su análisis es el de las personas que viven en pareja. Los autores destacan que los trabajos basados en datos de Estados Unidos han arrojado evidencia robusta acerca de que las decisiones de empleo y la cantidad de horas trabajadas de las mujeres casadas depende de si acceden al seguro de salud a través del trabajo de su cónyuge o no. En este sentido, Buchmueller and Valletta (1999) estiman que la participación laboral de las mujeres casadas se reduce en entre un 6 % y 12 % cuando tienen disponible el seguro de salud a través de sus esposos. Olson (1998) encuentra una reducción de entre 7-8 % de la misma variable, Schone and Vistnes (2000) estiman una caída de 10 pp en la participación laboral de las mujeres casadas y Cobb-Clark (2000) es quien encuentra el mayor efecto; una reducción de 20 pp la participación laboral. En la misma línea se encuentran los hallazgos sobre los efectos en las horas trabajadas. En todos los casos se verifica una caída en la cantidad de horas que las mujeres casadas destinan al trabajo fuera del hogar.

Sin embargo, Gruber y Madrian (2002) advierten que posiblemente se esté ante la presencia de endogeneidad entre la decisión de empleo de las esposas y la provisión del seguro por parte del empleador de los maridos.

Chou y Staiger (2001), analizan los efectos sobre la tasa de actividad de las mujeres casadas del seguro subsidiado a la población que no trabaja en Taiwan. Antes de volverse universal en 1995, este seguro fue puesto a disposición de las esposas de los funcionarios del gobierno. Esta implementación en etapas fue lo que permitió a los autores la construcción de su estrategia de

identificación. Encuentran que la disponibilidad de un seguro para quienes no trabajaban se asoció con una disminución porcentual de 4 puntos en la participación laboral de las mujeres casadas.

Por otra parte, en lo que respecta a los efectos sobre la oferta laboral de los hombres, Wellington y Cobb-Clark (2000) encuentran que, al igual que las mujeres, el hecho de que los hombres tengan disponible el seguro de salud a través del empleo de sus esposas reduce su participación laboral y la cantidad de horas que trabajan por semana. Sin embargo, los efectos estimados son de menor magnitud, ubicándose entre 4-9 pp la caída en la participación y, entre 0-4% la disminución de las horas. Asimismo, Gruber and Madrian (1997) han encontrado que el hecho de que los hombres cuenten con seguro de salud a través de sus esposas una vez que se retiran del mercado laboral, aumenta el no empleo y la duración del tiempo en que permanecen no ocupados.

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 integral⁷ son ASSE, 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 país⁸. 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

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

⁸Artículo 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 del seguro 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 lo que refiere al financiamiento, 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 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%.

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 2014 el total de afiliados a una IAMC se incrementó un 32% aproximadamente, mientras que la población usuaria de

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
<i>Cónyuges con 3 hijos o más</i>	<i>Diciembre 2010</i>
<i>Cónyuges con 2 hijos</i>	<i>Diciembre 2011</i>
<i>Cónyuges con 1 hijos</i>	<i>Diciembre 2012</i>
<i>Cónyuges sin hijos</i>	<i>Diciembre 2013</i>

ASSE se redujo cerca de un 24%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. Ello da muestra del valor que tiene para los individuos ingresar al Seguro, ya que una vez dentro optan, en su mayoría, por tener cobertura en el subsector privado.

En la misma línea, en la Figura 1, se puede observar la evolución entre 2007 y 2014 de la probabilidad de tener cobertura en el sector privado para los trabajadores informales que viven en pareja. Se muestra en forma separada para aquellos cuyo cónyuge no es un trabajador formal de aquellos que su cónyuge es un trabajador formal y, por lo tanto, son afectados por la política. Puede observarse que para el grupo de personas con cónyuge formal la probabilidad de tener cobertura en el subsector privado aumenta luego de 2010 mientras que para quienes están en pareja con un trabajador informal, no afectados por la extensión del seguro de salud, la probabilidad se mantiene constante.

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 del seguro a los cónyuges.

⁹Información estimada en base a microdatos de las ECH.

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

	Ocupados	Pasivos	Menores	Cónyuges			Total
	(1)	(2)	(3)	total	(4) mujeres	hombres	
ene-08	733,764	57,434	172,696				963,894
ene-09	866,158	72,460	433,521				1,372,139
ene-10	911,370	90,827	462,814				1,465,011
ene-11	955,240	112,293	492,180	4,330	3,718	612	1,564,043
ene-12	1,084,367	142,631	567,790	36,161	29,608	6,553	1,830,949
ene-13	1,123,285	318,565	593,793	85,699	67,051	18,648	2,121,342
dic-13	1,152,827	353,728	611,418	133,389	99,741	33,648	2,251,362
dic-14	1,167,287	395,216	622,129	184,161	134,424	49,737	2,368,793

(1) Activos privados y públicos y para-estatales (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.). (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 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 2014.

Tabla 5: Porcentaje de la población con cobertura en el subsector público y en el privado, según sexo y año.

	Pública (ASSE)			Privada (IAMC + Seguros)		
	total	hombres	mujeres	total	hombres	mujeres
2007	36.2%	16.0%	20.2%	45.5%	22.3%	23.1%
2008	29.9%	12.8%	17.1%	53.4%	26.2%	27.3%
2009	30.2%	12.8%	17.4%	54.6%	27.1%	27.4%
2010	31.9%	13.7%	18.2%	54.0%	27.0%	27.0%
2011	28.3%	12.4%	15.9%	56.9%	28.7%	28.3%
2012	27.1%	12.1%	15.0%	58.0%	28.6%	29.4%
2013	27.8%	12.5%	15.3%	59.0%	29.0%	30.0%
2014	27.6%	12.7%	14.9%	60.0%	29.4%	30.6%

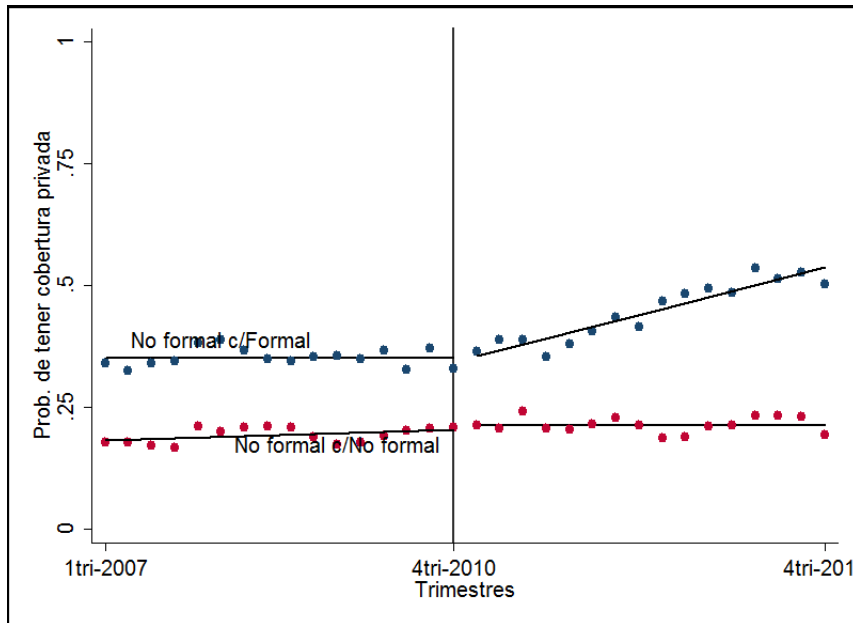
Fuente: elaboración propia en base a microdatos de ECH 2007-2014.

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.

Figura 1: Probabilidad de tener cobertura privada para personas en pareja que tienen trabajo informal, según el estatus de formalidad del cónyuge.



Elaboración propia en base a datos oficiales del Instituto Nacional de Estadística (INE). Resultados a partir de estimaciones mediante un modelo probit simple.

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 1 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 1, 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:

$$U_f(w_f l, HI) = w_f l + HI - \gamma \quad (1)$$

$$U_i(w_i l, HI) = w_i l(1 - q) \quad (2)$$

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 \hat{l} 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:

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

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

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:

$$\bar{l} = \max\{\hat{l}, \tilde{l}\} \quad (5)$$

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 $\hat{l} < l < \tilde{l}$, 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:

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

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.

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

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

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

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 γ' puede tomar valores entre 3 %

a 8,5%, pero en todos los casos $\gamma' < 2\gamma'$.

Por lo tanto, luego de la extensión del seguro 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 sus aportes individuales, si solo uno de los trabajadores es formal ahora ambos reciben el beneficio de la cobertura con el aporte de solo uno de ellos más un adicional. Esto significa, para el caso de parejas sin hijos, que a cambio de un aporte de 6.5% a cargo del trabajador que se encuentra registrado ambos trabajadores cuentan con cobertura¹⁰. 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 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 2014, representativos a nivel nacional, publicados por el Instituto Nacional de Estadística de Uruguay (INE).

Del período comprendido entre 2007 y 2014, los primeros cuatro años son previos a la extensión del seguro de salud a los cónyuges, a partir del año 2011 y hasta 2014 es que se expande la política, hasta comprender a todas las personas en pareja. 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 afectado, independientemente de si efectivamente fueron alcanzados por la política. El análisis se restringe para los adultos de entre 25 y 60 años de edad, se excluyen los datos correspondientes al mes de diciembre de cada año por ser en dicho mes que se producen los nuevos ingresos al seguro de salud.

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

Se analizan cuatro variables de resultado: Formalidad/AP, Formalidad/PEA, Informalidad y No Ocupación. Cuando se analizan los efectos sobre la Formalidad/AP, se considera únicamente a los asalariados del sector privado y cuando se observa la Formalidad/PEA es sobre el total de la población económicamente activa - PEA - (restringida por al grupo de edad antes señalado). Asimismo, la Informalidad y la No Ocupación se estiman sobre el total de la PEA. En ningún caso se considera a los trabajadores del sector público, esta decisión se basa en que este grupo de trabajadores tenía previo a la expansión del seguro, arreglos particulares con el Estado acerca de la cobertura de salud de las familias.

En todos los casos 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.

4.2. Metodología

El objetivo es evaluar los efectos sobre ciertas decisiones de empleo que arrojó la extensión del seguro de salud a los cónyuges de los trabajadores formales. Para ello se explota la extensión plausiblemente 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.

En concreto, se explota las diferencias en el *timing* de extensión de la cobertura a los cónyuges en función del número de hijos a cargo que tiene la pareja como experimento natural que proporciona el cambio exógeno en los beneficios relativos de ser formal/informal. Los tratados serán las personas afectadas por la política en cada año y en el grupo de control se encuentran los individuos que la extensión no los afecta. Formalmente, el modelo a estimar puede ser expresado como:

$$Y_{it} = \alpha + \beta treat_{it} + X'_{it}\gamma + \lambda_g + \delta_t + \theta_r + \varepsilon_{it}$$

Donde Y_{it} es la variable de resultado del individuo i en el año t ; $treat$ es una variable binaria que vale uno cuando el individuo i es afectado por la política en el año t ; $X_i t'$ es un vector de regresores que incluye características a nivel individual y de los hogares; el término λ_g controla

la presencia de heterogeneidad no-observada a de acuerdo al grupo que pertenece la persona¹¹; δ_t es un conjunto de variables binarias que indican el año de la encuesta, estos efectos fijos que 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.

La metodología aplicada es diferencias en diferencias (DD). El estimador DD es la diferencia entre grupos (grupo afectado y de comparación) de sus diferencias en el tiempo (antes y después de la reforma), y se corresponde con la solución mínimo cuadrática del parámetro β (Todd, 2006), que captura el impacto de la extensión de la cobertura sobre la variable de resultado analizada.

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 permite tener una primera aproximación. Asimismo, a los efectos de complementar dicho análisis, se realiza un test de tendencias previas para cada variable de resultado entre el grupo plausiblemente afectado y el de comparación y se estima un experimento “falso” que busca someter a prueba la veracidad del supuesto (sección 5.2).

5. Resultados

5.1. Estimación del efecto de la extensión del Seguro de Salud sobre las decisiones de empleo.

En las tablas 7 y 8 se resumen los resultados estimados para el total de la población y distinguiendo según el sexo de los individuos. El principal resultado de interés es el efecto que la extensión del seguro pudo haber tenido sobre la formalidad de los trabajadores. Para ello, se observan los efectos sobre el conjunto de trabajadores asalariados privados, sin considerar a los no ocupados (columna 1 de cada tabla). Luego, se estiman los efectos sobre la formalidad para el total de la PEA (columna 2) y, con el fin de entender a qué responden esos cambios, se estiman los efectos sobre la informalidad (columna 3) y sobre la no ocupación (columna 4). Esto es debido que los cambios en la formalidad pueden darse, o bien porque las personas se mueven entre formal - informal, o bien porque se mueven entre ocupado - no ocupado.

A partir de las estimaciones, se observa un efecto negativo de la expansión de la política sobre la formalidad, que para el total de la población asalariada del sector privado es de 0.82 pp, sin embargo, este efecto no resulta estadísticamente significativo. El efecto que si es significativo es el que estimado sobre la formalidad para el total de la PEA y que, coincidiendo con lo anterior,

¹¹Se identifican 5 grupos: 1) en pareja con 3 hijos o más, 2) en pareja con 2 hijos, 3) en pareja con 1 hijo, 4) en pareja sin hijos y, 5) sin pareja.

es de signo negativo y de 0.95 pp. Al distinguir entre hombres y mujeres se obtienen efectos heterogéneos. En el caso de los hombres, los efectos sobre la formalidad son de una magnitud muy pequeña y en ningún caso significativos del punto de vista estadístico, obteniéndose un efecto positivo, algo menor a 1 pp, sobre la no ocupación. Por su parte, las mujeres muestran una caída de 2.13 pp de la formalidad cuando se considera a las asalariadas privadas y de 1.76 pp cuando se considera al total de la PEA. A su vez, puede establecerse que la caída en la formalidad de las mujeres se debe a un movimiento entre el sector formal y el informal, dado que los efectos son de magnitudes muy similares, mientras que el efecto sobre la no ocupación es extremadamente pequeños.

Con el fin de analizar posibles efectos heterogéneos, se estima por separado según la condición de formalidad de la pareja. En la tabla 9 se muestran los resultados para el total de la población considerando en el panel A a las personas cuyo cónyuge es formal, en el panel B a las personas con cónyuge no formal y en el panel C se restringe el análisis solo a las personas que están en pareja, siendo los afectados las personas con pareja formal (dependiendo del número de hijos) y al grupo de control a quienes tienen pareja no formal. Adicionalmente, en las tablas 1 y 2 del Apéndice, se presentan las mismas estimaciones pero distinguiendo entre hombres y mujeres.

En el panel A de la tabla 9 se observa que las personas que viven en pareja y su cónyuge es trabajador formal reducen en 1.64 pp su probabilidad de ser formales, cuando se trata de asalariados privados y en 0.72 pp cuando se considera toda la PEA. Esta caída en la formalidad se encuentra explicada por un desplazamiento hacia empleos no registrados, como puede verse en la columna 3 de la tabla, y no a un aumento de personas no empleadas. Por el contrario, al observar a las personas cuya pareja es un trabajador informal, se encuentra que la expansión del seguro tuvo un efecto positivo y significativo sobre la formalidad, el cual asciende a 1.52 pp. Los efectos estimados para el resto de las variables no resultan significativos. Finalmente, cuando se restringe el análisis a las personas que se encuentran en pareja, y se considera como grupo afectado a quienes tienen un cónyuge formal y como grupo de control a quienes tienen cónyuge informal, los efectos estimados se incrementan. Esto se debe a que los incentivos de cada grupo, el afectado y el de control, tienen signos opuestos, lo cual refuerza los hallazgos previos.

Continuando el análisis de efectos heterogéneos, se agrupa a los individuos de acuerdo a cantidad de años de educación y edad en años. Los resultados de estas estimaciones para el total de las personas se presentan en las tablas 10 y 11, respectivamente, y en las tablas 3 a 6 del Apéndice se muestran los resultados para hombres y mujeres por separado.

Los resultados muestran que, las personas con menos de 12 años de educación afectadas por la política reducen en promedio 1.24 puntos su probabilidad de ser formales (al 90 % de confianza)

Tabla 7: Efectos de la extensión del seguro de salud. Estimaciones de Diferencias en Diferencias
- Total.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Afectados	-0.0082 [0.0059]	-0.0095* [0.0057]	0.0055 [0.0055]	0.0039 [0.0027]
Observations	120,176	223,399	223,399	223,399
R-squared	0.140	0.116	0.095	0.028

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: sexo, nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

cuando se considera a los asalariados privados. Al considerar a toda la PEA, se observa una variación de la formalidad del mismo signo pero algo superior (1.41), siendo estadísticamente significativo el aumento de los no ocupados, mientras que la informalidad no resulta significativa a los niveles usuales de confianza. Por su parte, no se observan resultados estadísticamente significativos cuando se considera a las personas con 12 años de educación o más. Al observar por separado a hombres y mujeres de acuerdo a la cantidad de años de estudio, se encuentra nuevamente resultados significativos para los individuos con menos de 12 años de educación. Los efectos estimados para las mujeres son los de mayor magnitud, mostrando que las aquellas con menor cantidad de años de educación afectadas por la política reducen su probabilidad de ser asalariadas formales 3.27 puntos y 3.23 cuando se considera a toda la PEA femenina. Al distinguir entre el efecto sobre la informalidad y la no ocupación, se observa que la caída en la formalidad se debe a un desplazamiento de trabajadoras formales al sector informal y, en menor medida, a un desplazamiento hacia el no empleo. Por el contrario, entre los hombres el único efecto que resulta ser estadísticamente significativo es el aumento del no empleo.

En función de la edad de los individuos, el único efecto que resulta significativo para el total de la población es el del aumento de los no ocupados para aquellas personas que tienen 40 años o más. Resulta interesante el hecho de que son los hombres de mayor edad quienes muestran un aumento de la no ocupación. Este hallazgo está en línea con lo encontrado en trabajos previos (Gruber and Madrian (1997), donde se encuentra que el contar con aseguramiento en salud a través del empleo de las esposas disminuye en los hombres casados la necesidad de estar empleados, siendo más fuerte en los tramos de mayores edades.

Luego, con el fin de contrastar los resultados obtenidos, se procede a estimar los posibles efectos de la extensión del seguro mediante una especificación alternativa del modelo de diferencias en diferencias. En concreto, se estima por MCO la siguiente regresión:

Tabla 8: Efectos de la extensión del seguro de salud. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - según sexo.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Hombres				
Afectados	0.0017 [0.0072]	-0.0038 [0.0075]	-0.0039 [0.0073]	0.0077*** [0.0024]
Observations	69,121	123,547	123,547	123,547
R-squared	0.066	0.078	0.077	0.003
Mujeres				
Afectados	-0.0213** [0.0098]	-0.0176** [0.0087]	0.0179** [0.0084]	-0.0003 [0.0053]
Observations	51,055	99,852	99,852	99,852
R-squared	0.209	0.158	0.123	0.032

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 9: Efectos de la extensión del seguro de salud, de acuerdo a la condición de formalidad del cónyuge. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Total.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Panel A: Con pareja formal				
Afectados	-0.0164*** [0.0043]	-0.0072* [0.0041]	0.0074* [0.0039]	-0.0002 [0.0020]
Observations	120,176	223,399	223,399	223,399
R-squared	0.147	0.127	0.108	0.028
Panel B: Con pareja informal				
Afectados	0.0152*** [0.0048]	0.0031 [0.0045]	-0.0061 [0.0043]	0.0030 [0.0021]
Observations	120,176	223,399	223,399	223,399
R-squared	0.147	0.127	0.108	0.028
Panel C: Pareja formal vs pareja informal				
Afectados	-0.0275*** [0.0058]	-0.0090* [0.0052]	0.0094* [0.0050]	-0.0004 [0.0026]
Observations	90,855	168,265	168,265	168,265
R-squared	0.095	0.128	0.108	0.030

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: sexo, nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 10: Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la cantidad de años de educación de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Total.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<i>Menos de 12 años de educación</i>				
Afectados	-0.0124* [0.0075]	-0.0141* [0.0075]	0.0080 [0.0074]	0.0061* [0.0034]
Observations	86,931	152,803	152,803	152,803
R-squared	0.127	0.073	0.050	0.035
<i>12 años de educación o más</i>				
Afectados	0.0097 [0.0076]	0.0016 [0.0080]	0.0002 [0.0071]	-0.0018 [0.0041]
Observations	33,225	70,543	70,543	70,543
R-squared	0.073	0.046	0.042	0.011

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: sexo, nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabla 11: Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la edad de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Total.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<i>Menos de 40 años de edad</i>				
Afectados	-0.0127 [0.0084]	-0.0110 [0.0085]	0.0105 [0.0081]	0.0005 [0.0044]
Observations	55,823	91,050	91,050	91,050
R-squared	0.147	0.142	0.107	0.043
<i>40 años de edad o más</i>				
Afectados	-0.0017 [0.0082]	-0.0074 [0.0078]	-0.0003 [0.0076]	0.0077** [0.0032]
Observations	64,353	132,349	132,349	132,349
R-squared	0.140	0.101	0.089	0.016

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: sexo, nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

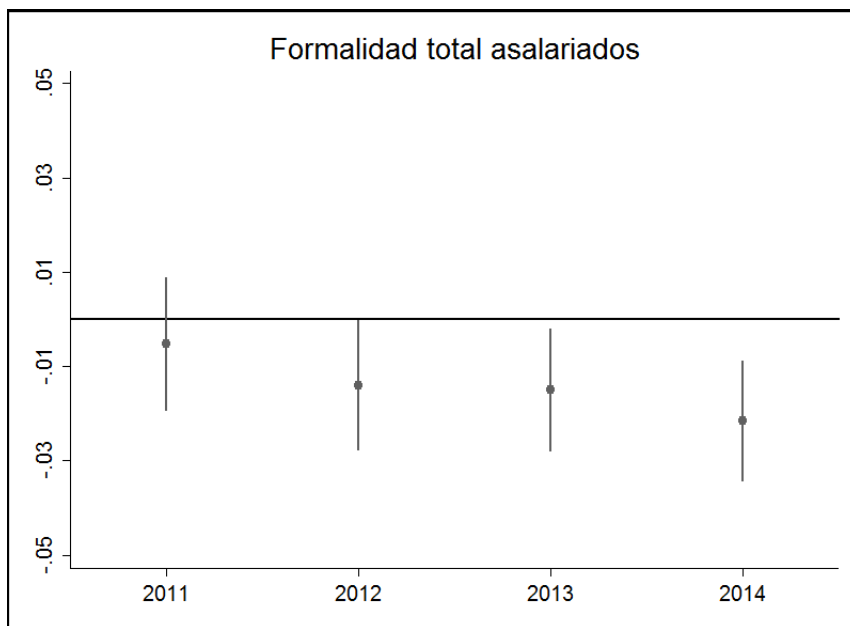
$$Y_{it} = \alpha + \beta.EnPareja_i * Post_t + X_{it}'\gamma + \delta_t + \theta_r + \varepsilon_{it}$$

En esta oportunidad, Y_{it} continúa representando la variable de resultado del individuo i en el año t que nos interesa analizar; $EnPareja$ es una variable binaria que vale uno cuando el individuo vive en pareja y cero en caso contrario; $Post_t$ es una variable binaria que vale uno en el período pos-programa (considerando 2010-2014) y cero en los años pre-programa (2007 a 2010). X_{it}' 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 ($EnPareja_i * Post_t$) es el estimador de diferencias en diferencias ($\hat{\beta}$) que nos interesa estudiar. Los resultados se resumen en las tablas 7 y 8 del Apéndice.

Si bien el signo del coeficiente es el esperado de acuerdo a las estimaciones previas, no se encuentra que ningún caso efectos estadísticamente significativos. Este resultado puede deberse al hecho de que se están considerando personas afectadas por la política (en el grupo de tratamiento) a individuos que aún no han sido alcanzados por la misma. A modo de ejemplo, en 2011 solo quienes estaban en pareja y tenían 3 hijos o más fueron afectados, por lo cual considerar al resto de las personas en pareja genera que el efecto desaparezca.

Un ejercicio adicional que se realiza para complementar esta estrategia es estimar este segundo modelo de DD para cada año posterior a la política por separado. Es decir, en todos los casos se considera a la variable $Post$ igual a 0 para los años 2007-2010, y se considera $Post$ igual a 1, en primer lugar, solo para 2011, luego solo a 2012, a continuación solo a 2013 y, finalmente, solo a 2014 (omitiendo el resto de los años en cada estimación). De esta forma, se confirma que a medida que más personas van siendo afectadas por la política los efectos resultan de mayor magnitud y adquieren significatividad estadística. En las figuras 2, 3 y 4, se muestran los resultados para la variable formalidad sobre los asalariados privados (la que nos resulta de mayor interés) en forma separada para el total de la población, para hombres y para mujeres. Las figuras muestran el valor que adquiere el coeficiente de interés $\hat{\beta}$ en cada año y las líneas que parten de la estimación puntual representan los intervalos de confianza al 95 %.

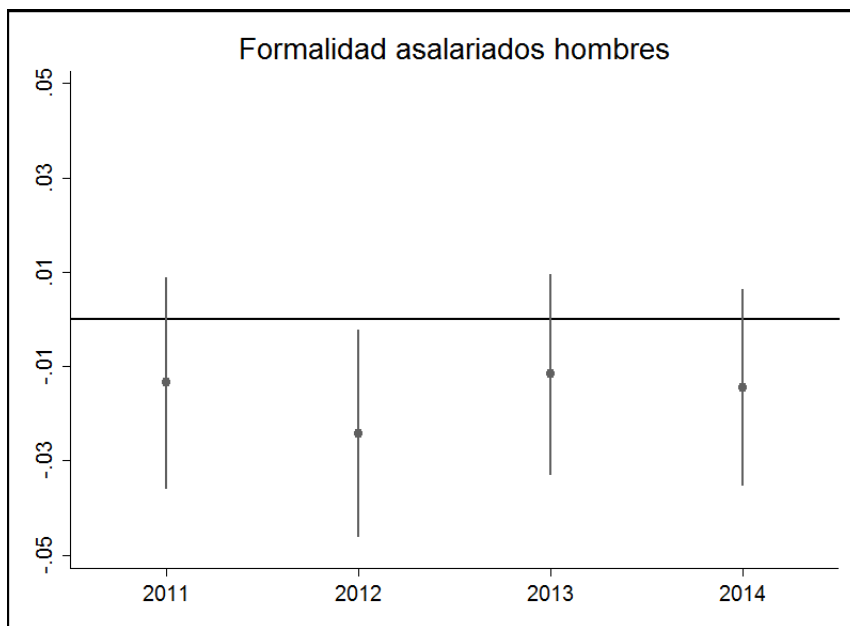
Figura 2: Efectos sobre la formalidad para las personas afectadas por la política.



Nota: Esto es una representación gráfica de estimaciones mediante MCO donde la variable dependiente es formalidad para asalariados privados sobre un set de variables de interacción entre pertenecer al grupo afectado y antes y después del tratamiento para cada año. El grupo afectado vale 1 para los asalariados privados en pareja y cero para los asalariados privados solteros. Cada barra representa intervalos de confianza al 95% y el centro de la barra representa la estimación específica. La regresión incluye los controles especificados en las notas de las tablas 7 a 11. La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

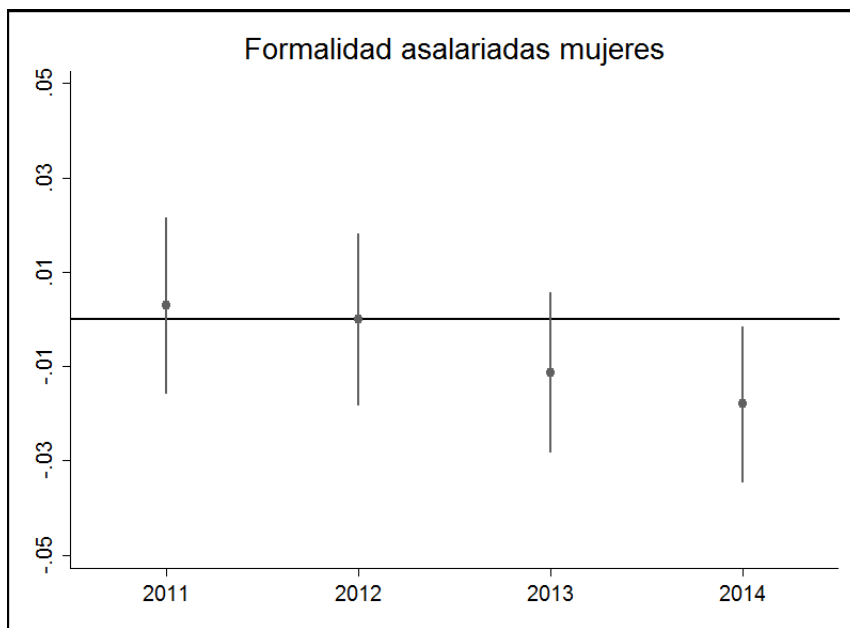
Figura 3: Efectos sobre la formalidad para las personas afectadas por la política.



Nota: Esto es una representación gráfica de estimaciones mediante MCO donde la variable dependiente es formalidad para asalariados privados sobre un set de variables de interacción entre pertenecer al grupo afectado y antes y después del tratamiento para cada año. El grupo afectado vale 1 para los asalariados privados en pareja y cero para los asalariados privados solteros. Cada barra representa intervalos de confianza al 95% y el centro de la barra representa la estimación específica. La regresión incluye los controles especificados en las notas de las tablas 7 a 11. La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

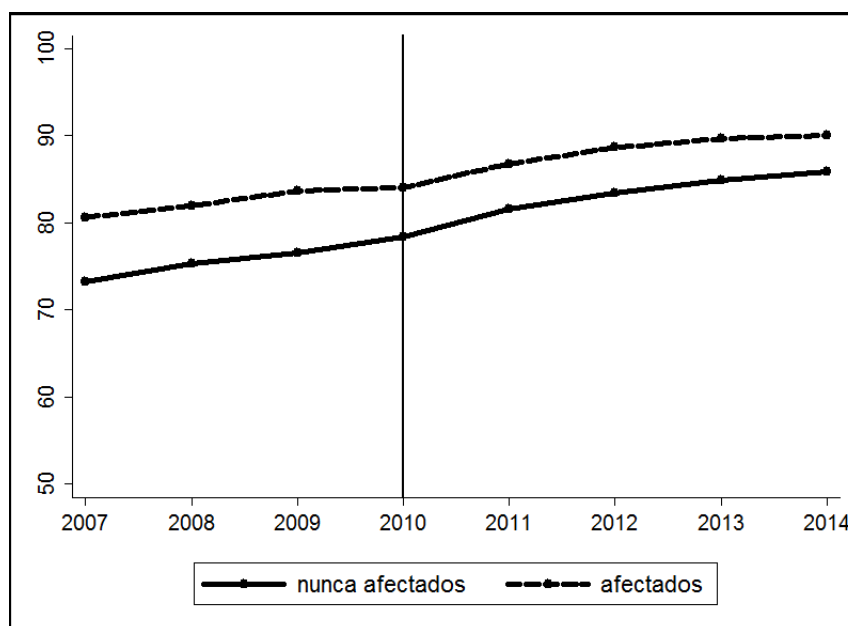
Figura 4: Efectos sobre la formalidad para las personas afectadas por la política.



Nota: Esto es una representación gráfica de estimaciones mediante MCO donde la variable dependiente es formalidad para asalariados privados sobre un set de variables de interacción entre pertenecer al grupo afectado y antes y después del tratamiento para cada año. El grupo afectado vale 1 para los asalariados privados en pareja y cero para los asalariados privados solteros. Cada barra representa intervalos de confianza al 95% y el centro de la barra representa la estimación específica. La regresión incluye los controles especificados en las notas de las tablas 7 a 11. La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014.

Errores standar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Figura 5: Evolución de la tasa de formalidad según grupos. Uruguay 2007-2014. Asalariados privados de 25 a 60 años.



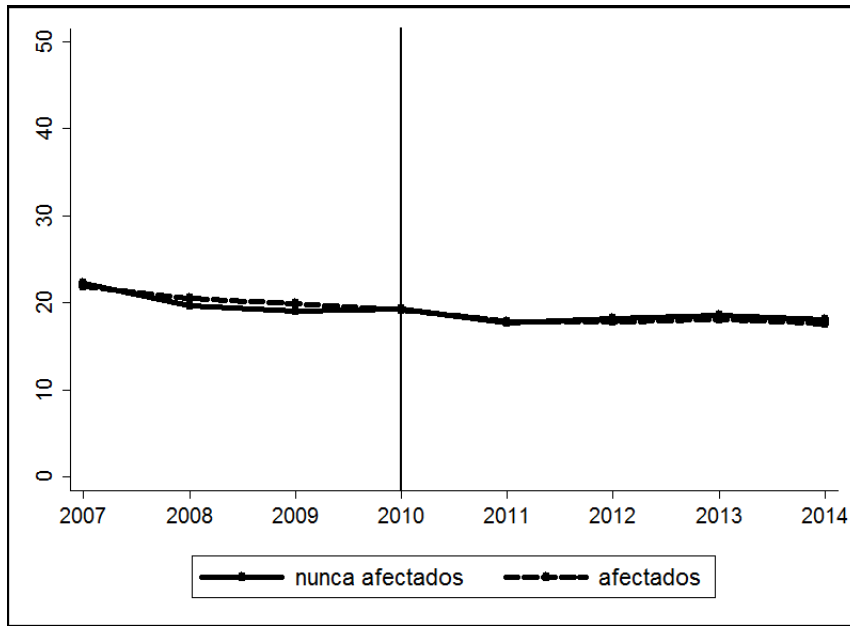
5.2. Validez de la estrategia de identificación

La validez de la estrategia de identificación descansa en el supuesto de que, en ausencia de la extensión del seguro de salud, las decisiones de empleo hubieran presentado tendencias similares entre las personas que viven en pareja y las que no. Si bien el supuesto de identificación es inherentemente no-testeable podemos observar si las tendencias previas a la implementación a la extensión del seguro son similares para el grupo de solteros, que nunca son afectados por la política, y para el grupo de personas que viven en pareja, que van siendo afectados por la política dependiendo del número de hijos hasta estar todos amparados en la misma. En las figuras 5 y 6 se observa, entonces, la evolución de la tasa de formalidad y de de de no empleo y para las personas que viven en pareja y para los solteros antes después de la extensión del seguro. Allí se observa que, efectivamente, las tendencias previas al año 2010 son similares entre los dos grupos de individuos.

Luego, para complementar el análisis gráfico, se realiza un test de tendencias previas, comparando el grupo de personas que jamás es afectado (soltero) con el de personas plausiblemente afectadas (en pareja). La hipótesis nula de este test es que las tendencias de ambos grupos previo a la extensión del seguro eran iguales. En la tabla 9 del Apéndice se muestran los resultados obtenidos en este test para cada una de las variables analizadas. En todos los casos no es posible rechazar la hipótesis nula, por lo cual no podemos decir que las tendencias previas entre los grupos sean distintas.

Como ejercicio adicional, se realiza una estimación de diferencias en diferencias considerando

Figura 6: Evolución de la tasa de no ocupación según grupos. Uruguay 2007-2014. Adultos de 25 a 60 años.



los años previos a la extensión del seguro. Es decir, se realiza un experimento *falso*, donde se estima la siguiente ecuación:

$$Y_{it} = \alpha + \beta.EnPareja_i * Post_t + X_{it}'\gamma + \delta_t + \theta_r + \varepsilon_{it}$$

En esta oportunidad, $Post$ es igual a 0 para los años 2007 y 2008 y es igual a 1 para 2009 y 2010. El resto de las covariables se mantienen con el mismo nombre. Los resultados de esta estimación se muestran en las tablas 10 y 11 del Apéndice, y puede observarse que en ningún caso el coeficiente de interés β resulta significativo.

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. A tales efectos se explotó la extensión del seguro los cónyuges, para evaluar si efectivamente se pudo haber generado incentivos no deseados sobre los individuos que exógenamente fueron alcanzados por la política.

Puede establecerse que la evidencia en este trabajo está en línea con lo esperado por la literatura previa. Los resultados sugieren que la expansión del seguro introdujo incentivos a que las personas en pareja se muevan entre formalidad/informalidad y, en menor medida, entre el empleo/no empleo. 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 se observa que ajustan en mayor medida sus decisiones de inserción laboral respecto a las características de la ocupación de su pareja.

En primer lugar, se encontraron resultados heterogéneos de acuerdo al estatus de formalidad de la pareja. Las personas con cónyuge formal tuvieron un efecto negativo sobre su probabilidad de estar registradas, que se explica casi exclusivamente por un traslado a puestos de trabajo no formales. Mientras que las personas con cónyuge informal registraron un aumento en su probabilidad de ser formal, evidenciando que la política tuvo efectos en ambas direcciones.

En las estimaciones por diferencias en diferencias, si bien no se encontró evidencia acerca de cambios en la decisión de estar ocupada, son las mujeres, en particular las menos educadas y, en menor medida las más jóvenes, las que muestran efectos significativos de mayor magnitud en la caída de la formalidad. Los hombres menos educados mostraron un efecto positivo significativo en la probabilidad de estar no ocupados. Es decir, que la extensión del seguro parece haber disminuido los incentivos a estar ocupados para los varones, no encontrándose efectos sobre la formalidad e informalidad.

Los principales resultados son robustos a los test y pruebas realizadas. Puede decirse que no hay evidencia que permita rechazar los supuestos de identificación del efecto causal del modelo DD utilizado.

Finalmente, como recomendación de política podría pensarse en un esquema de contribución familiar. Donde en caso en que ambos miembros de la pareja sean trabajadores formales pueda plantearse una declaración conjunta ante el seguro.

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 Interamericano 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.

Buchmueller, T.C. y Valletta, R. G. (1999). "The Effect of Health Insurance on Married Female Labor Supply," *Journal of Human Resources* 34(1): 42-70.

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.

Chou, Y. J. y Staiger, D. (2001). "Health Insurance and Female Labor Supply in Taiwan,"

Journal of Health Economics, 20(2): 187-211.

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 elasticidad 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 Household 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)

Gruber, J. y Madrian, B. (1997). "Employment Separation and Health Insurance Coverage," *Journal of Public Economics* 66(3): 349-382.

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.

Olson, C.A. (1998). "A Comparison of Parametric and Semiparametric Estimates of the Effect of Spousal Health Insurance Coverage on Weekly Hours Worked by Wives," *Journal of Applied Econometrics*, 13(5): 543-565.

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.

Schone, B. y Vistnes, J. (2000). "The Relationship Between Health Insurance and Labor Force Decisions: An Analysis of Married Women," unpublished Paper (Agency for Healthcare Research and Quality).

Tamm, M. (2009)

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

Todd, P.E. (2006) “Evaluating Social Programs with Endogenous Program Placement and Selection of the Treated” , draft of chapter under preparation for Handbook of Agricultural Economics.

Wellington, Al.J. y Cobb-Clark, D. (2000). “The Labor-Supply Effects of Universal Health Coverage: What Can We Learn From Individuals with Spousal Coverage?,” in Simon W. Polachek, ed., Worker Well-Being: Research in Labor Economics, Volume 19 (Elsevier Science: Amsterdam).

A. Apéndice

Tabla A2. Efectos de la extensión del seguro de salud, de acuerdo a la condición de formalidad del cónyuge. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Hombres.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<i>Con pareja formal</i>				
Afectados	-0.0144**	-0.0040	0.0010	0.0030*
	[0.0058]	[0.0054]	[0.0053]	[0.0018]
Observations	69,121	123,547	123,547	123,547
R-squared	0.073	0.089	0.088	0.003
<i>Con pareja informal</i>				
Afectados	0.0171***	0.0039	-0.0049	0.0010
	[0.0061]	[0.0058]	[0.0057]	[0.0018]
Observations	69,121	123,547	123,547	123,547
R-squared	0.073	0.089	0.088	0.003
<i>Pareja formal vs pareja informal</i>				
Afectados	-0.0271***	-0.0097	0.0071	0.0025
	[0.0074]	[0.0066]	[0.0064]	[0.0021]
Observations	55,170	98,429	98,429	98,429
R-squared	0.067	0.087	0.086	0.003

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A2. Efectos de la extensión del seguro de salud, de acuerdo a la condición de formalidad del cónyuge. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Mujeres.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Con pareja formal				
Afectados	-0.0232*** [0.0071]	-0.0155** [0.0063]	0.0153** [0.0059]	0.0002 [0.0039]
Observations	51,055	99,852	99,852	99,852
R-squared	0.216	0.174	0.138	0.033
Con pareja informal				
Afectados	0.0178** [0.0086]	0.0070 [0.0075]	-0.0079 [0.0072]	0.0009 [0.0045]
Observations	51,055	99,852	99,852	99,852
R-squared	0.216	0.174	0.138	0.033
Pareja formal vs pareja informal				
Afectados	-0.0441*** [0.0112]	-0.0151 [0.0093]	0.0078 [0.0088]	0.0074 [0.0058]
Observations	35,685	69,836	69,836	69,836
R-squared	0.128	0.182	0.146	0.031

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A3. Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la cantidad de años de educación de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Hombres

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Menos de 12 años de educación				
Afectados	0.0003 [0.0087]	-0.0021 [0.0094]	-0.0065 [0.0092]	0.0086*** [0.0029]
Observations	53,403	91,462	91,462	91,462
R-squared	0.060	0.048	0.046	0.003
12 años de educación o más				
Afectados	0.0185 [0.0118]	-0.0046 [0.0115]	-0.0016 [0.0108]	0.0062 [0.0045]
Observations	15,708	32,056	32,056	32,056
R-squared	0.026	0.037	0.038	0.004

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A4. Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la cantidad de años de educación de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias -Mujeres

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<i>Menos de 12 años de educación</i>				
Afectados	-0.0327** [0.0137]	-0.0323*** [0.0125]	0.0299** [0.0123]	0.0025 [0.0074]
Observations	33,528	61,341	61,341	61,341
R-squared	0.172	0.068	0.049	0.028
<i>12 años de educación o más</i>				
Afectados	0.0019 [0.0098]	0.0068 [0.0111]	0.0014 [0.0095]	-0.0083 [0.0067]
Observations	17,517	38,487	38,487	38,487
R-squared	0.127	0.060	0.049	0.016

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A5. Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la edad de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - Hombres.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<i>Menos de 40 años de edad</i>				
Afectados	-0.0023 [0.0107]	-0.0122 [0.0117]	0.0052 [0.0113]	0.0070* [0.0039]
Observations	31,164	46,940	46,940	46,940
R-squared	0.077	0.092	0.090	0.004
<i>40 años de edad o más</i>				
Afectados	0.0062 [0.0097]	0.0026 [0.0099]	-0.0112 [0.0097]	0.0085*** [0.0032]
Observations	37,957	76,607	76,607	76,607
R-squared	0.064	0.073	0.071	0.003

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A6. Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la edad de los individuos.
Estimaciones de Diferencias en Diferencias - - Mujeres.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<i>Menos de 40 años de edad</i>				
Afectados	-0.0239*	-0.0091	0.0155	-0.0065
	[0.0132]	[0.0123]	[0.0116]	[0.0080]
Observations	24,659	44,110	44,110	44,110
R-squared	0.218	0.187	0.131	0.041
<i>40 años de edad o más</i>				
Afectados	-0.0166	-0.0263**	0.0180	0.0083
	[0.0146]	[0.0128]	[0.0123]	[0.0070]
Observations	26,396	55,742	55,742	55,742
R-squared	0.207	0.138	0.116	0.020

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A7. DD antes y después (2007-2010 vs 2011-2014) - Total.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
En pareja*Post	-0.0054	-0.0017	0.0030	-0.0013
	[0.0046]	[0.0046]	[0.0045]	[0.0022]
Observations	273,203	285,482	285,482	285,482
R-squared	0.117	0.122	0.103	0.026

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A8. DD antes y después (2007-2010 vs 2011-2014) - Según sexo.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Hombres				
En pareja*Post	-0.0128 [0.0126]	-0.0001 [0.0105]	0.0055 [0.0103]	-0.0055 [0.0036]
En pareja	0.1060*** [0.0086]	0.1411*** [0.0072]	-0.1372*** [0.0071]	-0.0039 [0.0025]
Observations	44,865	81,808	81,808	81,808
R-squared	0.064	0.077	0.076	0.003
Mujeres				
En pareja*Post	0.0010 [0.0099]	-0.0075 [0.0089]	0.0092 [0.0085]	-0.0017 [0.0051]
En pareja	0.0459*** [0.0093]	0.0344*** [0.0113]	-0.0384*** [0.0081]	0.0039 [0.0090]
Observations	39,833	77,281	77,281	77,281
R-squared	0.117	0.153	0.117	0.031

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A9. Test de tendencias previas.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Tendencia	0.0000 [0.0031]	-0.0009 [0.0028]	0.0011 [0.0027]	-0.0002 [0.0013]
Observations	84,697	159,089	159,089	159,089
R-squared	0.165	0.117	0.094	0.029

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A10. Experimento falso - Total.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
En pareja*Post	-0.0036 [0.0076]	-0.0060 [0.0067]	0.0051 [0.0065]	0.0009 [0.0032]
En pareja	0.0966*** [0.0059]	0.1131*** [0.0058]	-0.1051*** [0.0051]	-0.0079** [0.0035]
Observations	84,698	159,089	159,089	159,089
R-squared	0.097	0.116	0.093	0.029

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Tabla A11. Experimento falso - según sexo.

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<i>Hombres</i>				
En pareja*Post	-0.0128 [0.0126]	-0.0001 [0.0105]	0.0055 [0.0103]	-0.0055 [0.0036]
En pareja	0.1060*** [0.0086]	0.1411*** [0.0072]	-0.1372*** [0.0071]	-0.0039 [0.0025]
Observations	44,865	81,808	81,808	81,808
R-squared	0.064	0.077	0.076	0.003
<i>Mujeres</i>				
En pareja*Post	0.0010 [0.0099]	-0.0075 [0.0089]	0.0092 [0.0085]	-0.0017 [0.0051]
En pareja	0.0459*** [0.0093]	0.0344*** [0.0113]	-0.0384*** [0.0081]	0.0039 [0.0090]
Observations	39,833	77,281	77,281	77,281
R-squared	0.117	0.153	0.117	0.031

Nota: La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. La columna 1 es condicional a asalariados privados. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014. Los controles incluyen edad y edad al cuadrado de los individuos y variables dummy por: nivel educativo (seis categorías), condición de jefe de hogar, departamento de residencia, sector en el que se desempeñan y año (8 categorías). Además los controles incluyen interacciones entre año y número de hijos y entre edad y número de hijos. Errores estandar robustos en paréntesis.*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$