



Ecos de Economía

ISSN: 1657-4206

ocaiced1@eafit.edu.co

Universidad EAFIT

Colombia

Parada, Cecilia

Efectos sobre la oferta de trabajo de la extensión del seguro de salud a cónyuges. La experiencia de Uruguay

Ecos de Economía, vol. 20, núm. 43, 2016, pp. 39-64

Universidad EAFIT

Medellín, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=329048837003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

---

EFFECTOS SOBRE LA OFERTA DE  
TRABAJO DE LA EXTENSIÓN DEL  
SEGURO DE SALUD A CÓNYUGES.  
LA EXPERIENCIA DE URUGUAY

The labor-supply effects of  
extending health insurance to  
workers' partners:  
The experience of Uruguay

Cecilia Parada

---

## Research Article

# EFFECTOS SOBRE LA OFERTA DE TRABAJO DE LA EXTENSIÓN DEL SEGURO DE SALUD A CÓNYUGES. LA EXPERIENCIA DE URUGUAY

## The labor-supply effects of extending health insurance to workers' partners: The experience of Uruguay

Cecilia Parada\*

**Palabras clave:** Oferta de trabajo, Incentivos de trabajo, Seguro de salud, Asignaciones dentro del hogar.

**Key words:** Labor supply, Work incentives, Health insurance, Intra-household allocations.

**JEL classification:** J21, O17, J16

**Received:** 28/10/2016

**Accepted:** 23/11/2016

**Published:** 30/11/2016

## Resumen

A partir de diciembre de 2010 el Seguro de Salud en Uruguay se extiende a los cónyuges de los trabajadores formales. Esta extensión pudo haber modificado los incentivos laborales, estimulando una menor ocupación y formalidad de aquellos individuos que tuviesen una pareja con empleo formal. Mediante una metodología de diferencias en diferencias, se estiman los efectos de la expansión del seguro de salud comparando en el tiempo a las personas afectadas por la política con aquellas semejantes pero no afectadas. Se observa un efecto negativo y significativo de 0.95 puntos porcentuales de la expansión de la política sobre la formalidad para el total de la población económicamente activa, y un efecto negativo y significativo de 2.13 puntos porcentuales cuando se observa únicamente a las mujeres asalariadas privadas. Además de diferencias según sexo, se encuentran efectos heterogéneos de acuerdo a la edad de las personas, nivel educativo y condición de formalidad de la pareja. También se encuentran efectos sobre la ocupación, aunque estos fueron de menor magnitud y no siempre significativos.

## Abstract

In December 2010 Health Insurance in Uruguay was extended to the partners of workers in the formal labor market. This extension may have modified the incentives to participate in the formal and informal labor markets, potentially reducing overall participation or the share of individuals in the formal labor market whose partners were formally employed. Using a difference-in-differences methodology, effects of the Health Insurance expansion are estimated by comparing individuals affected by the policy over time with similar but

\* Universidad de la República; Joaquín Requena 1375 | C.P. 11200 | Montevideo – Uruguay, [cparada@iecon.ccee.edu.uy](mailto:cparada@iecon.ccee.edu.uy)

unaffected individuals. We find negative and statistically significant effects: the policy extension reduces the share of the economically-active population in the formal labor market by 0.95 percentage points and women in formal employment in the private sector by 2.13 percentage points. In addition to these effects, we find significant heterogeneous effects by age, educational level, and the formality conditions of the partners. We also find an effect of the policy on occupation, though of smaller magnitude and not always statistically-significant.

## 1. Introducción

Los hombres y mujeres que se encuentran en pareja registran diferencias en su inserción laboral, tanto respecto a sus pares solteros como entre sí. En particular, en Uruguay si bien las brechas en las tasas de actividad y empleo entre hombres y mujeres se han reducido significativamente en los últimos 50 años, los hombres continúan registrando mayores niveles de ocupación ([tabla A1-Anexo](#)). Si se analiza otra variable del mercado laboral, particularmente relevante en países en desarrollo, como la formalidad<sup>1</sup>, también se encuentran diferencias importantes entre personas en pareja y solteras para el promedio de los asalariados del sector privado ([tabla A2-Anexo](#)).

Estudios sobre oferta laboral acerca de horas trabajadas y salario, observan para distintos países una relación positiva entre estas dos variables y encuentran que las mujeres casadas son el grupo con mayor sensibilidad a variaciones en los ingresos propios y de su pareja (reportan las mayores elasticidades relativas) ([Tamm, 2009](#); [Eissa y Honey, 1999 y 2004](#); [Espino y otros 2014](#); [Espino y Machado, 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 acuerdo al sexo ([Blundell y MaCurdy, 1999](#)).

En el momento de analizar el comportamiento de hombres y mujeres en pareja en Uruguay ([Espino y Machado, 2009](#)) observan 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. 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).

Por lo tanto, a pesar de los cambios en el efecto ingreso y sustitución de la oferta laboral femenina, que han provocado un aumento de su participación laboral, cuando se analiza el comportamiento de hombres y mujeres en pareja continúan encontrándose diferencias en las tasas de participación asociadas a los roles de género<sup>2</sup>.

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, acerca de incentivos que generan las políticas sobre las decisiones de empleo de trabajadores considerados secundarios

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

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

en el hogar. 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 los trabajadores de acuerdo al sexo.

Este trabajo se propone evaluar el impacto de Reforma de Salud sobre las decisiones de participación en el mercado laboral de los trabajadores uruguayos. Concretamente, se busca estimar el efecto sobre las elecciones de formalidad y empleo de la reglamentación que establece el ingreso de los cónyuges de los trabajadores formales al Seguro Nacional de Salud (SNS) a partir de diciembre de 2010. De esta forma, se 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. Por otro lado, se evalúan las potenciales diferencias entre hombres y mujeres en las respuestas ante los mismos incentivos. Con este objetivo, se empleará una estrategia de estimación basada en la metodología de diferencias en diferencias, donde los tratados serán las personas afectadas por la política (aquellos que viven en pareja y van siendo alcanzados por la extensión del seguro) y el grupo de control los no afectados (quienes viven en pareja y no son afectados política y los solteros). Se propone trabajar con datos provenientes de las ECH entre 2007 y 2014. 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.

Los resultados sugieren que la expansión del seguro de salud introdujo incentivos a que las personas en pareja se muevan entre formalidad/informalidad y, en menor medida, entre el empleo/no empleo. Se registró una caída de la formalidad de 0.82 puntos porcentuales para el total de los asalariados privados, pero no resultó ser significativa. Si se encontraron resultados negativos y estadísticamente significativos cuando se observa al total de la población económicamente activa (PEA), estimándose un efecto de -0.95 puntos porcentuales. Al analizar la presencia de efectos heterogéneos, se observaron diferencias según sexo, años de educación y condición de formalidad de la pareja. Ser mujer, tener menos de 12 de años de estudio y tener pareja formal inciden negativamente sobre la probabilidad de ser formal. El aumento de la informalidad se explica por un desplazamiento hacia empleos no registrados, teniendo poca incidencia el aumento de los no ocupados. En concordancia con la literatura previa, se observa que las mujeres ajustan en mayor medida sus decisiones de inserción laboral respecto a las características de la ocupación de su pareja.

El trabajo busca contribuir a la literatura que analiza la oferta laboral. En particular, aporta al estudio de los efectos de políticas públicas sobre el comportamiento de los individuos y su inserción en el mercado de trabajo. Adicionalmente, se provee de evidencia acerca de las diferencias existentes en las respuestas de hombres y mujeres que viven en pareja ante los mismos incentivos. Este último resultado es relevante en la medida en que da luz acerca como el aumento de los beneficios de la seguridad social afectan en forma heterogénea a los integrantes de una pareja, siendo las mujeres las que ajustan en mayor medida su conducta. Finalmente, el trabajo aporta a una línea de investigación aún escasa en la región, que consiste en el estudio de la relevancia de los seguros de salud que brindan los empleos sobre las decisiones de oferta laboral conjunta en los hogares.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En el [capítulo 2](#) se realiza una revisión de la literatura económica enfocada al estudio de incentivos sobre el empleo, dentro de la cual se distingue aquella enfocada en los efectos del seguro de salud. En el [capítulo 3](#) se describe la política que se está analizando. 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 Incentivos de las políticas y empleo

La mayor parte de los programas sociales, y diversas políticas públicas, tienen por objetivo contribuir con la mejora del bienestar de los individuos. Sin embargo, estas políticas pueden 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.

En lo que respecta a la participación de los individuos en el mercado de trabajo, se ha encontrado evidencia a nivel internacional acerca de una disminución de la participación de los individuos ante un aumento de la protección social. En esta dirección se encuentran estudios sobre modificaciones de los seguros de desempleo ([Krueger y Meyer, 2002](#)), beneficios por incapacidad ([Bound y Burkhauser, 1999](#)) y políticas de transferencias ([Hoynes, 1996; Moffitt, 2002](#)).

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. Esta discusión también se da bajo los 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, 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 ocupación y 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.

Gran 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. Más recientemente, como resultado del surgimiento de nuevos planes sociales, se han realizado investigaciones que analizan los posibles efectos sobre el empleo formal en la región. Sin embargo, 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.

[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. Al igual que otros autores ([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.

Para Uruguay, [Amarante y otros \(2011\)](#) y [Bérgolo y Cruces \(2014\)](#), a partir del análisis del PANES (Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social) y de la Reforma de Salud en su etapa inicial, 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, 1999; 2004](#)). De esta forma, las políticas pueden afectar sus decisiones a través de modificaciones en la función de utilidad agregada de los distintos miembros del hogar. [Galiani y Weinschelmbaum \(2012\)](#) elaboran un modelo simple para ilustrar de qué forma la ampliación de los beneficios de la seguridad social, como puede ser la extensión 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.

## 2.2 Seguro de salud y oferta de trabajo

Los cambios en los beneficios de la seguridad social pueden arrojar efectos sobre el comportamiento de los trabajadores. En particular, diversos trabajos se han ocupado de estimar los impactos que puede tener modificaciones en la cobertura sanitaria de los países. Uno de estos trabajos es el realizado por [Gruber y Hanratty \(1995\)](#), quienes estudian los efectos sobre el empleo de la introducción del Seguro Nacional de Salud (NHI por sus siglas en inglés) en Canadá, explotando el hecho de que el mismo fue introducido escalonadamente entre las distintas provincias del país. En materia de empleo, en general, los autores encontraron un efecto positivo sobre el mismo. Sin embargo, al comparar las provincias en las que se financió el seguro de salud con impuestos generales versus aquellas donde se debía pagar primas de suma fija, se observó que en las primeras la tasa de crecimiento de empleo fue menor, destacándose la importancia que tienen las distintas formas de financiamiento.

[Gruber y Madrian \(1997\)](#) 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 dependen 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 puntos porcentuales en la

participación laboral de las mujeres casadas y [Cobb-Clark \(2000\)](#) es quien encuentra el mayor efecto; una reducción de 20 puntos porcentuales 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 puntos porcentuales la caída en la participación y, entre 0-4% la disminución de las horas. Asimismo, [Gruber and Madrian \(1997\)](#) hayan 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

En términos generales, la atención de salud en Uruguay se divide en dos subsectores: el subsector público y el subsector privado. A su vez dentro de cada uno de éstos existen diversos prestadores de servicios que compiten y se complementan entre sí. Dentro del subsector público, se encuentra la Administración de los Servicios de Salud del Estado (ASSE), principal prestador a nivel nacional, Sanidad Militar y Sanidad Policial, exclusivas para los trabajadores del Ministerio de Defensa y del Ministerio del Interior y sus familiares, el Hospital de Clínicas, dependiente de la Universidad de la República, Policlínicas Municipales, a cargo de cada una de las Intendencias y el Banco de Previsión Social, que presta en especial servicios materno-infantil y de salud laboral. Por su parte, al subsector privado lo conforman las Instituciones de Asistencia Médica Colectiva (IAMC), los Seguros Privados de Salud, las Emergencias Médicas Móviles y las Clínicas privadas. No todos estos prestadores brindan atención integral de salud a sus usuarios, sino que en algunos brindan atención específica ante determinadas contingencias. Los prestadores que brindan aseguramiento integral<sup>3</sup> 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

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



a todos los habitantes del país<sup>4</sup>. 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 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 1](#)).

**Tabla 1: Etapas de la incorporación de nuevos colectivos al SNS**

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

Fuente: elaboración propia.

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 2](#)). 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

4 Artículo 66 de la Ley 18.211.

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%.

**Tabla 2: 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%

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 ASSE se redujo cerca de un 24%<sup>5</sup>. 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 (ver tabla 3 y 4). 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.

**Tabla 3: Evolución de personas pertenecientes al Seguro según condición de actividad.**

	Ocupados	Pasivos	Menores	Paraestatales	Cónyuges (5)			Total
	(1)	(2)	(3)	(4)	total	mujeres	hombres	
Ene-08	733,764	57,434	172,696					963,894
Jul-08	822,455	68,915	405,831	7,239				1,304,440
Ene-09	857,977	72,460	433,521	8,181				1,372,139
Jul-09	869,378	77,724	451,557	12,659				1,411,318
Ene-10	894,851	90,827	462,814	16,519				1,465,011
Jul-10	915,122	101,426	477,732	18,467				1,512,747
Ene-11	936,431	112,293	492,180	18,809	4,330	3,718	612	1,564,043
Jul-11	992,069	126,268	537,424	28,067	26,483	21,662	4,821	1,710,311
Ene-12	1,039,128	142,631	567,790	45,239	36,161	29,608	6,553	1,830,949
Jul-12	1,053,970	276,984	585,765	46,510	69,641	54,186	15,455	2,032,870
Ene-13	1,074,965	318,565	593,793	48,320	85,699	67,051	18,648	2,121,342
Jul-13	1,086,515	323,800	605,211	49,472	123,197	93,111	30,086	2,188,195
Dic-13	1,101,939	353,728	611,418	50,888	133,389	99,741	33,648	2,251,362
Dic-14	1,114,202	395,216	622,129	53,085	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.

5 Información estimada en base a microdatos de las ECH.

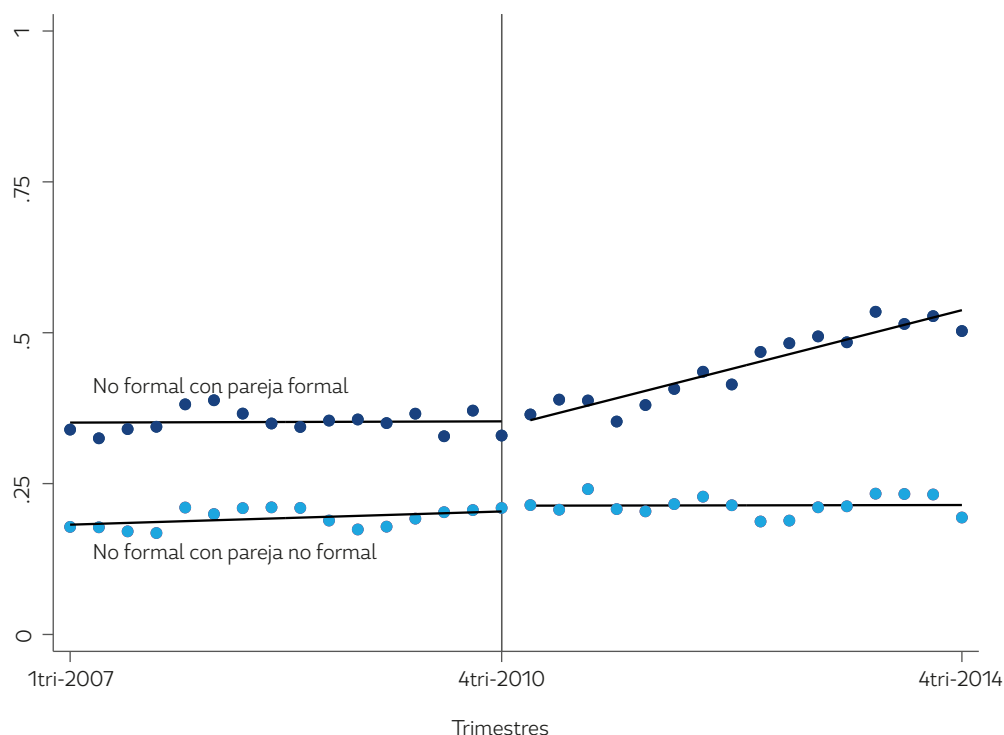
**Tabla 4: Porcentaje de la población con cobertura en el subsector público y en el privado, según sexo y año.**

	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.

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.

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



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

Nota: Resultados a partir de estimaciones mediante un modelo probit simple.

Por lo tanto, hay indicios de que la 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, tal como lo sugiere [Levy \(2008\)](#).

## 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.

Se analizan cuatro variables de resultado: Formalidad/AP, Formalidad/PEA, Informalidad y No Ocupación. Al referirse a Formalidad/AP se está considerando el efecto sobre la formalidad que se observa sobre los asalariados privados, mientras que Formalidad/PEA refiere al resultado sobre el total de la población económicamente activa - PEA - (restringida por al grupo de edad antes señalado). El motivo de estimar en forma separada para los asalariados privados es indagar si existen diferencias entre este grupo de ocupados y el total de la PEA. 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. Por lo tanto, un trabajador informal es aquel que no se encuentra amparado por la seguridad social. Esta definición de formalidad adoptada, en lugar de considerar un enfoque productivo, se debe a que la extensión del seguro se encuentra asociada al vínculo de los individuos con el mercado formal de trabajo, por lo tanto, los efectos esperados por la política deberían buscarse desde esta dimensión.

### 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. Debido a que no se observa quienes efectivamente fueron alcanzados por la política, sino que se considera como afectados a aquellos que cumplen con las condiciones necesarias en cada año a partir de lo observado en la ECH, lo que se está estimando es una intención del tratamiento.

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 estar ocupado/no ocupado. 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. Las personas solteras no son afectadas por la política de extensión del seguro en ningún momento, por lo cual no ven cambios en los beneficios de estar ocupados o ser trabajadores formales. Por otra parte, las personas en pareja que van siendo alcanzadas por la extensión del seguro, al tener la posibilidad de contar con el aseguramiento a través del empleo de sus parejas pueden notar una disminución de la utilidad de estar ocupado y/o ser formal, como plantea [Levy \(2008\)](#). Esto último también estará sujeto a la condición de ocupación y formalidad que tenga la pareja. Formalmente, el modelo a estimar puede ser expresado como:

$$Y_{it} = \alpha + \beta \text{treat}_{it} + X'_{it} \gamma + \lambda_g + \delta_t + \Theta_r + \varepsilon_{it}$$

Donde  $Y_{it}$  es la variable de resultado del individuo  $i$  en el año  $t$ ;  $\text{treat}_{it}$  es una variable binaria que vale uno cuando el individuo  $i$  es afectado por la política en el año  $t$ ;  $X'_{it}$  es un vector de regresores que incluye características a nivel individual y de los hogares; el término  $\lambda_g$  controla la presencia de heterogeneidad no-observada a de acuerdo al grupo que pertenece la persona<sup>6</sup>;  $\delta_t$  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  $\Theta_r$  controla por efectos fijos por región y  $\varepsilon_{it}$  representa un término de error idiosincrático.

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  $\beta$  ([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 5 y 6](#) 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,

6 Se 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.

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 puntos porcentuales, sin embargo, este efecto no resulta estadísticamente significativo. El efecto que sí es significativo es el que estimado sobre la formalidad para el total de la PEA y que, coincidiendo con lo anterior, es de signo negativo y de 0.95 puntos porcentuales. 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 un punto porcentual, sobre la no ocupación. Por su parte, las mujeres muestran una caída de 2.13 puntos porcentuales de la formalidad cuando se considera a las asalariadas privadas y de 1.76 puntos porcentuales 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 pequeño.

**Tabla 5: 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]
Observaciones	120,176	223,399	223,399	223,399
R- cuadrado	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: 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 estándar robustos en paréntesis. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

**Tabla 6: Efectos de la extensión del seguro de salud. Estimaciones de Diferencias en Diferencias - según sexo.**

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<b>Hombres</b>				
Afectados	0.0017 [0.0072]	-0.0038 [0.0075]	-0.0039 [0.0073]	0.0077*** [0.0024]
Observaciones	69,121	123,547	123,547	123,547
R- cuadrado	0.066	0.078	0.077	0.003
<b>Mujeres</b>				
Afectados	-0.0213** [0.0098]	-0.0176** [0.0087]	0.0179** [0.0084]	-0.0003 [0.0053]
Observaciones	51,055	99,852	99,852	99,852
R- cuadrado	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 estándar robustos en paréntesis. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

Con el fin de analizar posibles efectos heterogéneos, se estima por separado según la condición de formalidad de la pareja. En la [tabla 7](#) 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 3 y 4 del Apéndice](#), se presentan las mismas estimaciones pero distinguiendo entre hombres y mujeres.

En el panel A de la [tabla 7](#) se observa que las personas que viven en pareja y su cónyuge es trabajador formal reducen en 1.64 puntos porcentuales su probabilidad de ser formales, cuando se trata de asalariados privados y en 0.72 puntos porcentuales 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 puntos porcentuales. 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.

**Tabla 7: 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
Con pareja formal				
Afectados	-0.0164*** [0.0043]	-0.0072* [0.0041]	0.0074* [0.0039]	-0.0002 [0.0020]
Observaciones	120,176	223,399	223,399	223,399
R- cuadrado	0.147	0.127	0.108	0.028
Con pareja informal				
Afectados	0.0152*** [0.0048]	0.0031 [0.0045]	-0.0061 [0.0043]	0.0030 [0.0021]
Observaciones	120,176	223,399	223,399	223,399
R-cuadrado	0.147	0.127	0.108	0.028
Pareja formal vs pareja informal				
Afectados	-0.0275*** [0.0058]	-0.0090* [0.0052]	0.0094* [0.0050]	-0.0004 [0.0026]
Observaciones	90,855	168,265	168,265	168,265
R-cuadrado	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: 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 estándar robustos en paréntesis. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

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 8 y 10](#), respectivamente, y en las [tablas 5 a 8 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) 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 los encontrados 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.

**Tabla 8: 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
Menos de 12 años de educación				
Afectados	-0.0124*	-0.0141*	0.0080	0.0061*
	[0.0075]	[0.0075]	[0.0074]	[0.0034]
Observaciones	86,931	152,803	152,803	152,803
R- cuadrado	0.127	0.073	0.050	0.035
12 años de educación o más				
Afectados	0.0097	0.0016	0.0002	-0.0018
	[0.0076]	[0.0080]	[0.0071]	[0.0041]
Observaciones	33,225	70,543	70,543	70,543
R- cuadrado	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: 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 estándar robustos en paréntesis. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1



**Tabla 9: 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
Menos de 40 años de edad				
Afectados	-0.0127	-0.0110	0.0105	0.0005
	[0.0084]	[0.0085]	[0.0081]	[0.0044]
Observaciones	55,823	91,050	91,050	91,050
R- cuadrado	0.147	0.142	0.107	0.043
40 años de edad o más				
Afectados	-0.0017	-0.0074	-0.0003	0.0077**
	[0.0082]	[0.0078]	[0.0076]	[0.0032]
Observaciones	64,353	132,349	132,349	132,349
R-cuadrado	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: 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 estándar robustos en paréntesis. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

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:

$$Y_{it} = \alpha + \beta \text{EnPareja}_i * \text{Post}_t + X_{it}'\gamma + \delta_t + \Theta_r + \varepsilon_{it}$$

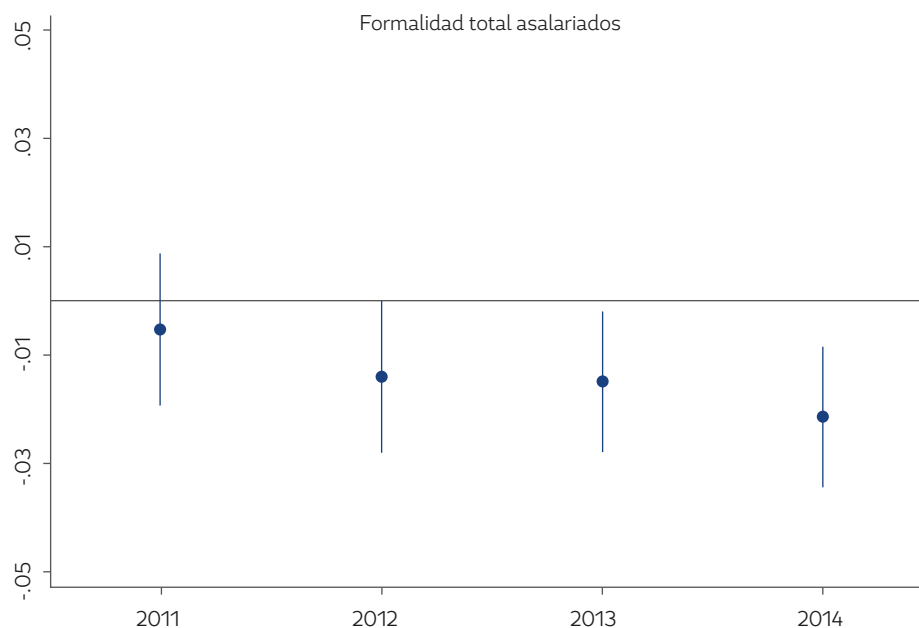
En esta oportunidad,  $Y_{it}$  continúa representando la variable de resultado del individuo  $i$  en el año  $t$  que nos interesa analizar;  $\text{EnPareja}_i$  es una variable binaria que vale uno cuando el individuo vive en pareja y cero en caso contrario;  $\text{Post}_t$  es una variable binaria 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;  $\delta_t$  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  $\Theta_r$  controla por efectos fijos por región y  $\varepsilon_{it}$  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 ( $\text{EnPareja}_i * \text{Post}_t$ ) es el estimador de diferencias en diferencias ( $\hat{\beta}$ ) que nos interesa estudiar. Los resultados se resumen en las tablas 9 y 10 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.

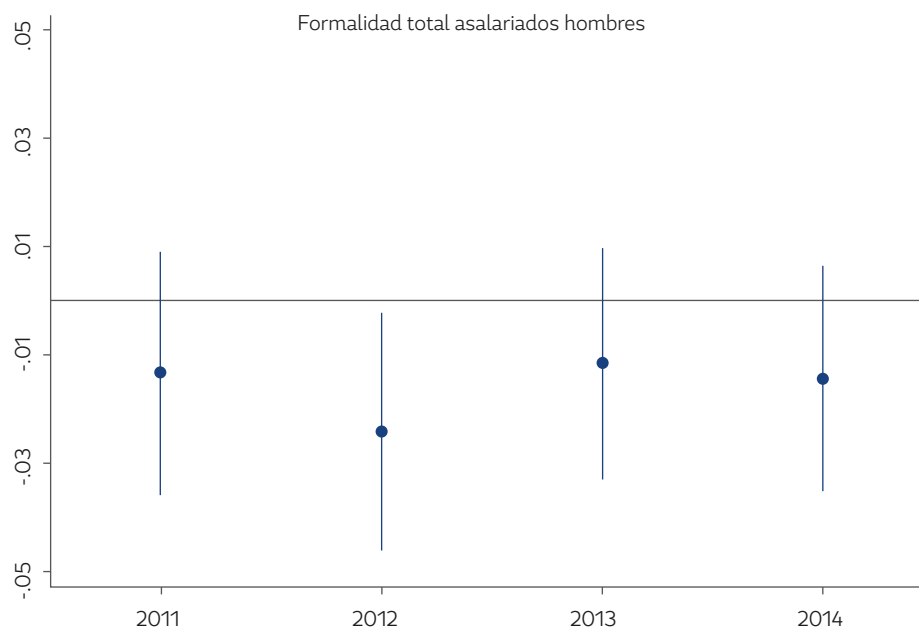
Un ejercicio adicional que se realiza para complementar esta estrategia es estimar este segundo modelo de DD para cada año posterior a la política por separado. Es decir, en todos los casos se considera a la variable  $\text{Post}$  igual a 0 para los años 2007-2010, y se considera  $\text{Post}$  igual 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.a, 2.b y 2.c](#), 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%.

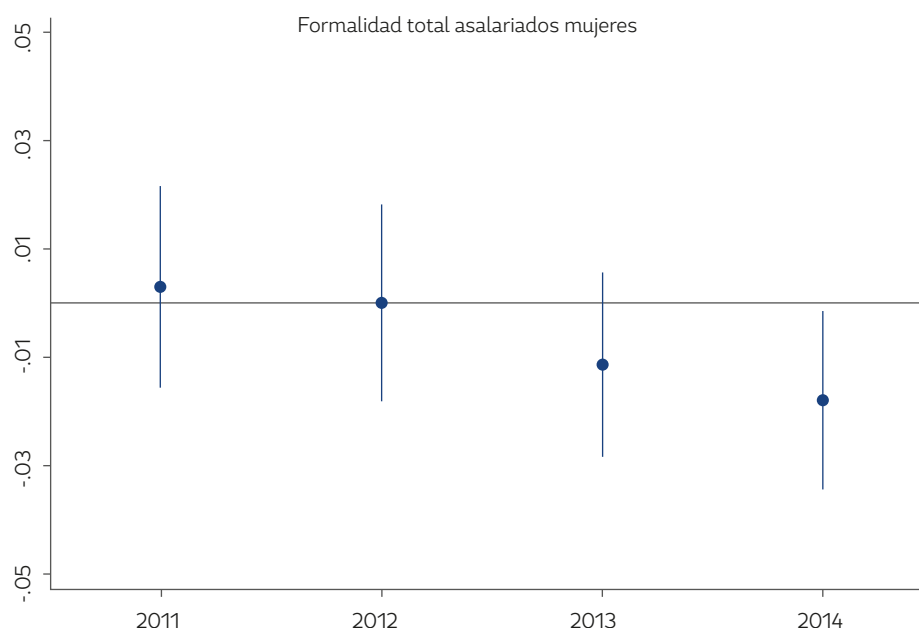
**Figura 2.a: Efectos sobre la formalidad para las personas afectadas por la política.**



**Figura 2.b: Hombres**



**Figura 2.c: Mujeres**

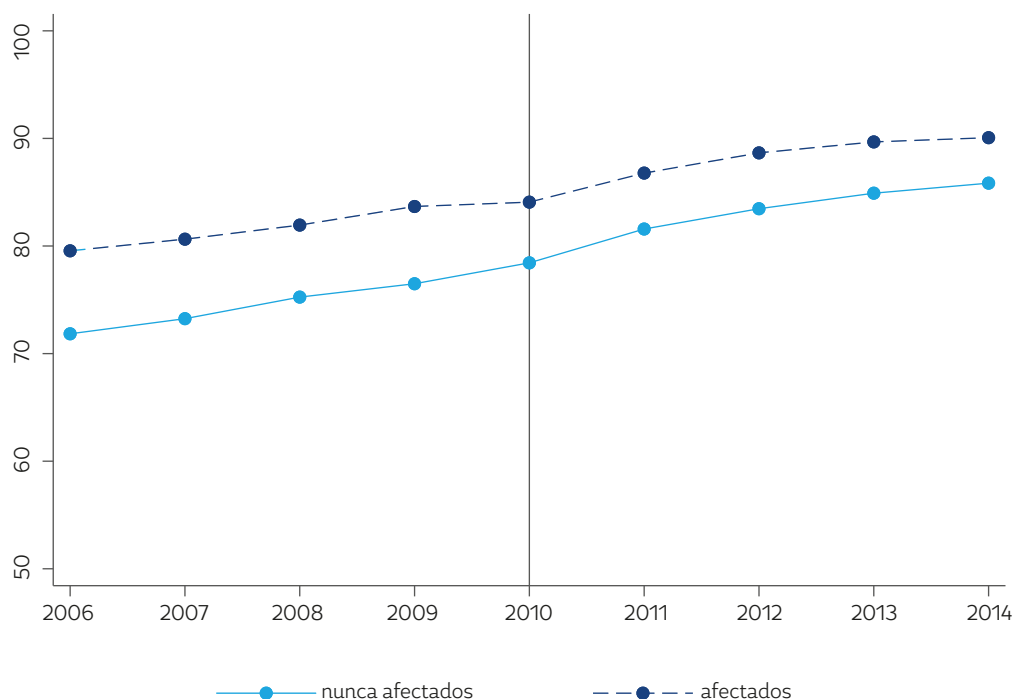


Nota a figuras 2.a, 2.b, 2.c: Representación gráfica de estimaciones mediante MCO donde la variable dependiente es formalidad para asalariados privados sobre un set de variables de interacción entre pertenecer al grupo afectado y antes y después del tratamiento para cada año. El grupo afectado vale 1 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 controles. La muestra incluye individuos de 25 a 60 años. Los datos corresponden a la Encuesta Continua de Hogares (ECH) desde 2007 a 2014.

## 5.2 Validez de la estrategia de identificación

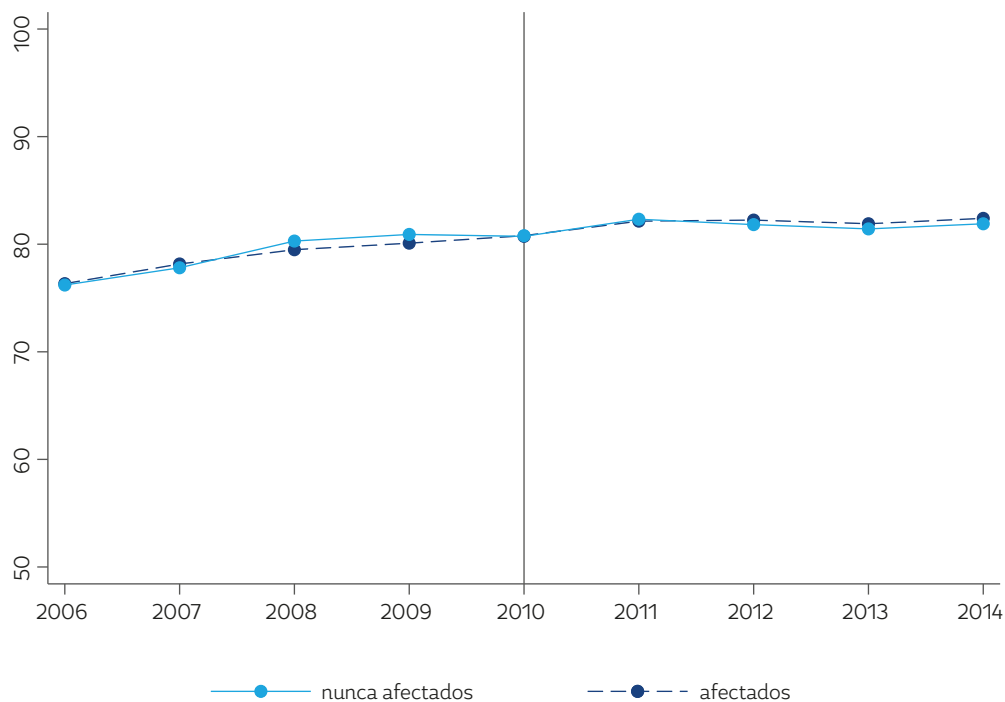
La validez de la estrategia de identificación descansa en el supuesto de que, en ausencia de la extensión del seguro de salud, las decisiones de empleo hubieran presentado tendencias similares entre las personas que viven en pareja y las que no. Si bien el supuesto de identificación es inherentemente 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 3 y 4](#) se observa, entonces, la evolución de la tasa de formalidad y de 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.

**Figura 3: Evolución de la tasa de formalidad según grupos. Uruguay 2006-2014. Asalariados privados de 25 a 60 años.**



Fuente: elaboración propia en base a microdatos de ECH 2006-2014.

**Figura 4: Evolución de la tasa de ocupación según grupos. Uruguay 2006-2014. Adultos privados de 25 a 60 años.**



Fuente: elaboración propia en base a microdatos de ECH 2006-2014.

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

$$Y_{it} = \alpha + \beta \text{EnPareja}_{it} * \text{Post}_t + X_{it}' \gamma + \delta_t + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

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 12 y 13 del Apéndice](#), y puede observarse que en ningún caso el coeficiente de interés  $\beta$  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 de forma plausiblemente exógena 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. En particular, cuando se considera al total de la PEA, se estimó una caída de la formalidad de 0.95 puntos porcentuales, significativa al 90%. Por otra parte, si bien se encontró un efecto positivo sobre la ocupación de los hombres, no se registraron efectos significativos sobre la ocupación al considerar al total de la muestra. Los efectos estimados son de mayor magnitud y significación cuando se considera únicamente a las mujeres en lo que respecta a formalidad. Como podía esperarse, los efectos estimados guardan relación con la condición de formalidad de la pareja. En este sentido, cuando los individuos tienen una pareja con empleo formal, se encontró que la extensión de la cobertura tiene un efecto negativo sobre la formalidad de -1.64 puntos porcentuales cuando se considera al total de asalariados y de -0.72 puntos porcentuales para el total de la PEA. Por otra parte, si la pareja es informal, los incentivos actúan en forma inversa, encontrándose un efecto positivo sobre la formalidad de 1.52 puntos porcentuales para los asalariados y de 0.31 puntos porcentuales para el total de la PEA, aunque este último no es significativo. 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. De esta forma, se evitaría que como resultado de la condición de formalidad (o informalidad) de un individuo, su pareja vea alterados los incentivos a tener un empleo o ser trabajador formal, debido a que cambia la utilidad relativa de cada escenario.

## 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.
- 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.
- Blau, F. y Kahn, L. (2005), Changes in the Labor Supply Behavior of Married Women: 1980-2000, Working Paper 11230, National Bureau of Economic Research.
- 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.
- Bound, J., Burkhauser, R. V., 1999. Economic analysis of transfer programs targeted on people with disabilities. En: Ashenfelter, O., Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, Volume 3. Elsevier, Amsterdam, pp. 3417-3528.
- Buchmueller, T. y Valletta, R. (1999). "The Effect of Health Insurance on Married Female Labor Supply," *Journal of Human Resources* 34(1): 42-70.
- Chou, Y. y Staiger, D. (2001). "Health Insurance and Female Labor Supply in Taiwan," *Journal of Health Economics*, 20(2): 187-211.
- 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 lecon No 03/09.

- Espino, A., Isabella, F., Leites, M. y Machado, A. (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
- Galiani, S. y Weinschelbaum, F. (2012). Modeling Informality Formally: Households and Firms. *Economic Inquiry*, Western Economic Association International, vol. 50(3).
- 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.
- 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.
- Gruber, J. y Hanratty, M. (1995) The Labor-Market Effects of Introducing National Health Insurance: Evidence from Canada. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol 13 No 2: pp 163-173.
- Gruber, J. y Madrian, B. (1997). "Employment Separation and Health Insurance Coverage", *Journal of Public Economics* 66(3): pp 349-382.
- Hoynes, H. (1996). "Welfare Transfers in Two-Parent Families: Labor Supply and Welfare Participation Under AFDC-UP". *Econometrica*, 64 (2): 295-332.
- Krueger, A. B., Meyer, B. D., 2002. Labor supply effects of social Insurance. En: Auerbach, A., Feldstein, M. (Eds.), *Handbook of Public Economics*, Volume 4. North-Holland, Amsterdam, pp. 2327-2392.
- Levy, S. (2008). *Good Intentions, Bad Outcomes: Social Policy, Informality and Economic Growth in Mexico*. Brookings Institution 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.
- Moffitt, R. (2002) "Economic Effects of Means tested Transfers in the US". National Bureau of Economic Research Working Paper 8730.
- Olson, C. (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, Omar, F., Pablo, 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.
- 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). «Child Benefit Reform and Labor Market Participation», *Ruhr Economic Papers* 97, Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (RWI), University of Duisburg-Essen.
- Todd, P. (2006). "Evaluating Social Programs with Endogenous Program Placement and Selection of the Treated", draft of chapter under preparation for *Handbook of Agricultural Economics*.
- Wellington, J. y Cobb-Clark, D. (2000). "The Labor-Supply Effects of Universal Health Coverage: What Can We Learn From Individuals with Spousal Coverage?," en *Worker Well-Being: Research in Labor Economics*, Volumen 19 (Elsevier Science: Amsterdam).

## Apéndice de cuadros y figuras

**Tabla A1: 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
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 2006-2014.

**Tabla A2: 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
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 2006-2014.

**Tabla A3. Efectos de la extensión del seguro de salud, de acuerdo a la condición de formalidad del cónyuge. Estimaciones de Diferencias en Diferencias – Hombres (2007-2014).**

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



**Tabla A4. Efectos de la extensión del seguro de salud, de acuerdo a la condición de formalidad del cónyuge. Estimaciones de Diferencias en Diferencias – Mujeres (2007-2014).**

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Afectados	-0.0232*** [0.0071]	-0.0155** [0.0063]	0.0153** [0.0059]	0.0002 [0.0039]
Observaciones	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]
Observaciones	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]
Observaciones	35,685	69,836	69,836	69,836
R-squared	0.128	0.182	0.146	0.031

**Tabla A5. 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 (2007-2014).**

	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]
Observaciones	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]
Observaciones	15,708	32,056	32,056	32,056
R-squared	0.026	0.037	0.038	0.004

**Tabla A6. 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 (2007-2014).**

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

**Tabla A7. Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la edad de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias – Hombres (2007-2014).**

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

**Tabla A8. Efectos de la extensión del seguro de salud de acuerdo con la edad de los individuos. Estimaciones de Diferencias en Diferencias – Mujeres (2007-2014).**

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

**Tabla A9. DD antes y después (2007-2010 vs 2011-2014) - Total.**

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

**Tabla A10. DD antes y después (2007-2010 vs 2011-2014) - Según sexo.**

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Panel A: Hombres				
En pareja*política	-0.0065 [0.0074]	-0.0021 [0.0074]	0.0068 [0.0073]	-0.0047* [0.0026]
Observaciones	142,519	145,588	145,588	145,588
R-cuadrado	0.088	0.085	0.084	0.003
Panel B: Mujeres				
En pareja*política	-0.0006 [0.0060]	0.0046 [0.0060]	0.0004 [0.0058]	-0.0050 [0.0034]
Observaciones	130,684	139,894	139,894	139,894
R-cuadrado	0.157	0.161	0.128	0.029

**Tabla A11. Test de tendencias previas (2006-2010).**

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
Tendencia	-0.0024 [0.0022]	-0.0012 [0.0018]	0.0018 [0.0017]	-0.0006 [0.0009]
Observaciones	119,063	244,744	244,744	244,744
R-squared	0.167	0.117	0.091	0.032

**Tabla A12. Experimento falso – Total (2007-2010).**

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
En pareja*política	-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]
Observaciones	84,698	159,089	159,089	159,089
R-squared	0.097	0.116	0.093	0.029

**Tabla A13. Experimento falso - según sexo (2007-2010).**

	Formal/PO	Formal/PEA	Informal/PEA	No ocupado/PEA
<b>Hombres</b>				
En pareja*política	-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]
Observaciones	44,865	81,808	81,808	81,808
R-squared	0.064	0.077	0.076	0.003
<b>Mujeres</b>				
En pareja*política	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]
Observaciones	39,833	77,281	77,281	77,281
R-squared	0.117	0.153	0.117	0.031

Nota tablas A3 a A13: 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). 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 estándar robustos en paréntesis. \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1