

# Protección social y mercado laboral: impacto de la extensión del régimen de asignaciones familiares en Argentina en 2016 \*

Tesis de Maestría

Maestría en Economía - Universidad Nacional de La Plata

Luis Laguinge †

Directora: Inés Berniell

Co-Director: Matías Ciaschi

Junio 2021

## Resumen

En el presente trabajo evaluamos el impacto de la extensión del régimen de asignaciones familiares argentino a monotributistas (pequeños trabajadores independientes formales) en 2016 sobre algunos indicadores vinculados al mercado laboral. Utilizando la metodología de diferencia en diferencias, encontramos que la reforma produjo un incremento estadísticamente significativo de 1,5 puntos porcentuales (pp.) en la participación laboral de los individuos con hijos que se traduce en un incremento de magnitud análoga en la probabilidad de ocupación. Este efecto asciende a 2,7 pp. entre las mujeres y no resulta significativo entre los hombres. No encontramos evidencia robusta de impacto sobre el promedio de horas trabajadas de los individuos elegibles.

Palabras clave: participación laboral, horas de trabajo, asignaciones familiares

Clasificación JEL: J22

---

\*Este trabajo constituye mi Tesis de Maestría en Economía de la FCE-UNLP, elaborada bajo la dirección de Inés Berniell y Matías Ciaschi. A ellos agradezco profundamente su constante guía, apoyo y dedicación a lo largo de todo el proceso. Agradezco además a Santiago Garganta, Leonardo Gasparini y Ana Pacheco por sus valiosos comentarios a versiones preliminares de este trabajo así como a Gabriela Galassi por su detallada lectura de la versión final y sus útiles sugerencias. Los eventuales errores son de mi exclusiva responsabilidad.

†CEDLAS-IIE-UNLP. Contacto: [luislaguinge4@gmail.com](mailto:luislaguinge4@gmail.com)

# 1. Introducción

Una de las cuestiones más interesantes abordadas por la economía laboral, tanto desde el punto de vista teórico como empírico, está dada por la interacción de los sistemas de protección social y el comportamiento de los individuos en el mercado de trabajo. En particular, la literatura ha prestado especial atención al efecto de las transferencias de ingreso a los ciudadanos con hijos a cargo (asignaciones familiares) sobre los incentivos a participar en el mercado de trabajo (decisión de oferta laboral en el margen extensivo) y a la cantidad de horas dedicadas al mismo (margen intensivo).

Con el objetivo de aportar evidencia que contribuya a responder estos interrogantes, en este trabajo aprovechamos la implementación de una reforma de gran escala en el sistema de asignaciones familiares en Argentina. El 15 de abril de 2016 entró en vigencia el decreto presidencial 593 que incorporó como beneficiarios del pilar contributivo del esquema a los hijos de trabajadores independientes comprendidos en el Régimen Simplificado para Pequeños Contribuyentes (coloquialmente conocido como Monotributo). Esta política implicó la incorporación de alrededor de 220.000 menores de 18 años, aumentando un 5% el universo de beneficiarios del régimen contributivo.

Desde el punto de vista teórico, y situándonos en el marco de un modelo neoclásico estándar de oferta laboral, existen dos movimientos consistentes con los incentivos generados por una reforma de estas características. En primer lugar, parte de los individuos con hijos a cargo que se encuentran fuera del mercado de trabajo (debido a que su salario de reserva se ubica por debajo del vigente) podrían encontrar atractivo ingresar a la fuerza laboral debido a la presencia de una remuneración más alta. En contraste, otros individuos que se están desempeñando en el mercado podrían reducir la cantidad de horas destinadas al trabajo remunerado motivados por este incremento exógeno en el ingreso (en un típico ejemplo de “efecto ingreso” si consideramos que el ocio es un bien normal).

A través del método de diferencia en diferencias, encontramos evidencia en favor de estas predicciones teóricas en el caso de la participación laboral. Efectivamente, observamos un incremento estadísticamente significativo de alrededor de 1,5 puntos porcentuales entre los individuos con hijos respecto a aquellos que no tienen menores a cargo. Asimismo, detectamos una caída en el promedio de horas trabajadas de este grupo, aunque la misma sólo resulta significativa a un nivel del 10% y no resulta robusta a cambios en la especificación. Por otro lado, al evaluar la presencia de efectos heterogéneos por género, encontramos que el efecto positivo sobre la actividad asciende a 2,7 pp. entre las mujeres y no resulta significativo entre los hombres.

Este trabajo contribuye a la literatura sobre la interacción entre sistemas de protección social y comportamiento en el mercado laboral (revisada en la próxima sección) a través de dos vías. En primera instancia, aporta evidencia a la escasa gama de resultados encontrados para países emergentes, en general, y latinoamericanos, en particular. En segundo lugar, constituye uno de

los primeros aportes dirigidos específicamente al comportamiento de los trabajadores por cuenta propia. Este resultado es especialmente relevante para Latinoamérica debido a que estos trabajadores representan alrededor de un 30 % de la fuerza laboral (SEDLAC, 2020).

Hemos estructurado el trabajo en ocho secciones. En la sección 2, realizamos una revisión de la literatura empírica en la que se inserta el trabajo. En la sección 3, describimos brevemente los puntos más relevantes de la reforma del régimen de asignaciones familiares. En la sección 4, presentamos una descripción de la metodología y los datos utilizados para la estimación así como algunos argumentos, empíricos y conceptuales, que defienden la validez de la estrategia de identificación. En las secciones 5 y 6 exponemos los resultados de las estimaciones y de algunos tests de robustez, respectivamente. En la sección 7, discutimos la presencia de potenciales factores de confusión en la identificación de los efectos. En la sección 8, concluimos con algunas reflexiones finales.

## 2. Revisión de literatura

Este trabajo se inserta en una literatura muy amplia que estudia la relación entre los incentivos laborales y los sistemas de protección social, en general, y los esquemas de asignaciones familiares, en particular. En un trabajo pionero, Eissa y Liebman (1996) evalúan el impacto de una importante expansión en los componentes del Earned Income Tax Credit (EITC) en 1986 sobre la participación laboral y las horas trabajadas de los trabajadores elegibles (mujeres solteras con al menos un menor de 19 años a cargo). Los autores encuentran un aumento atribuible a la política de 2,8 puntos porcentuales en la tasa de actividad del grupo de tratamiento, aunque no hallan efectos significativos sobre las horas de trabajo. Otras evaluaciones del programa han arribado a resultados en la misma línea, aunque detectando efectos negativos pero pequeños en la cantidad de horas de trabajo<sup>1</sup>.

Este efecto causal positivo de las asignaciones contributivas sobre la participación laboral es un resultado que se repite en experiencias de diversos países, tanto desarrollados como en desarrollo. Por caso, Sánchez Mangas y Sánchez Marcos (2008) encuentran que, en España, la introducción en 2003 de una transferencia mensual por cada hijo menor de tres años para madres trabajadoras produjo un aumento de 3 puntos porcentuales en su tasa de actividad. En el mismo sentido, Francesconi y van der Klaauw (2007) analizan la creación de un sistema de créditos fiscales para trabajadores de bajos ingresos con menores a cargo en Gran Bretaña en 1999 (similar al EITC estadounidense) y detectan que el mismo impulsó un incremento de 5 pp. en la tasa de ocupación de las madres solteras.

En contraste, cuando se estudia el efecto de asignaciones no contributivas, la literatura tiende a encontrar efectos negativos o nulos sobre la participación laboral. Magda et al. (2018) hallan que la creación del beneficio no contributivo “Family 500+” en Polonia en 2016 provocó una caída de

---

<sup>1</sup>Una revisión puede encontrarse en Hotz y Scholz (2003)

entre 2 y 3 pp. en la tasa de participación las mujeres con hijos. Por su parte, Mazar y Reingewertz (2018) encuentran que la reducción de asignaciones no contributivas en Israel entre los años 2002 y 2003 causó un aumento de más de 4 pp. entre las mujeres con 4 o 5 hijos y de casi 3 entre los hombres.

Los resultados encontrados para países de la región no difieren cualitativamente de los descriptos en los párrafos anteriores. Para beneficios de carácter contributivo, sólo encontramos el trabajo de Bergolo y Cruces (2014) que estudia una reforma del sistema de salud uruguayo en el año 2008. La misma tuvo como eje la extensión de la cobertura de salud a los hijos de trabajadores registrados que se desempeñaran en el sector privado. Los autores hallan un incremento significativo en la tasa de participación de este grupo que, a su vez, se traduce en un incremento en la tasa de formalidad.

En el ámbito no contributivo, Garganta y Gasparini (2015) estudian el caso de la Asignación Universal por Hijo (AUH) en Argentina y encuentran que la implementación de la misma en el año 2009 provocó un desincentivo a la formalización entre los beneficiarios. Bergolo y Galvan (2018) detectan un efecto en el mismo sentido para el programa Asignación Familiar Plan de Equidad (AFAM-PE) de Uruguay aunque no encuentran evidencia robusta de que el mismo provoque un desincentivo a participar en el mercado de trabajo. Por su parte, Maurizio y Vásquez (2014) también evalúan el impacto de la AUH y no detectan efectos sobre la participación laboral ni sobre las horas de trabajo de los individuos elegibles para el programa. En contraste, Garganta et al. (2017) hallan un efecto negativo de este mismo programa sobre la tasa de actividad de las mujeres casadas con hijos.

### **3. La extensión del régimen de asignaciones familiares en 2016**

El sistema de asignaciones familiares argentino se ha caracterizado típicamente por su fragmentación. Efectivamente, el Estado transfiere ingresos a los niños y adolescentes a través de tres vías: las asignaciones familiares contributivas (AAFF), la Asignación Universal por Hijo (AUH) y la deducción por hijo del Impuesto a las Ganancias (Díaz Langou et al, 2020). Hasta abril de 2016, el pilar contributivo estaba dirigido únicamente a los hijos de asalariados formales de ingresos bajos y medios; la AUH a los trabajadores informales y del servicio doméstico, monotributistas sociales y desocupados (constituyendo el pilar no contributivo del sistema) y la deducción de Ganancias a los asalariados formales de ingresos más altos.

El decreto presidencial 593/2016 dispuso incorporar al pilar contributivo a los hijos de los trabajadores independientes inscriptos en el régimen del Monotributo. Los montos mensuales establecidos seguían un esquema progresivo similar al de las asignaciones para asalariados: \$966 por cada menor para los monotributistas de las cinco categorías de ingreso más bajas (B a F), \$649 para los de la G, \$390 para los de la H y \$199 para los de la I. En contraste, las tres categorías más altas (J,

K y L) quedaron excluidas. Vale aclarar que estos valores están expresados en pesos corrientes y que fueron actualizándose de manera periódica en los meses subsiguientes. De todas formas, con el objetivo de tomar una referencia de la dimensión de estos beneficios, la Tabla 1 presenta el monto de la asignación por hijo para cada categoría de facturación del Monotributo a valores de 2016 y 2020 y como porcentaje del ingreso promedio mensual con el que un monotributista calificaba para pertenecer a una categoría determinada:

Tabla 1: Valor de la asignación familiar por categoría del Monotributo

Categoría	Monto 2016 (\$)	Monto 2020 (\$)	% Ingreso promedio 2016
B	966	3.540	48,3
C	966	3.540	19,3
D	966	3.540	13,8
E	966	2.386	9,7
F	966	2.386	6,9
G	649	741	3,6
H	390	741	1,8
I	199	741	0,7
J, K y L	-	-	-

Fuente: Elaboración propia en base a Decreto 593/2016 y Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP).

Podemos apreciar el diseño progresivo de la reforma en la caída del monto de la asignación como porcentaje del ingreso a medida que el mismo se incrementa. Vale destacar que la magnitud del beneficio es especialmente significativa para la categoría de facturación más baja donde representaba un 48 % del ingreso promedio correspondiente.

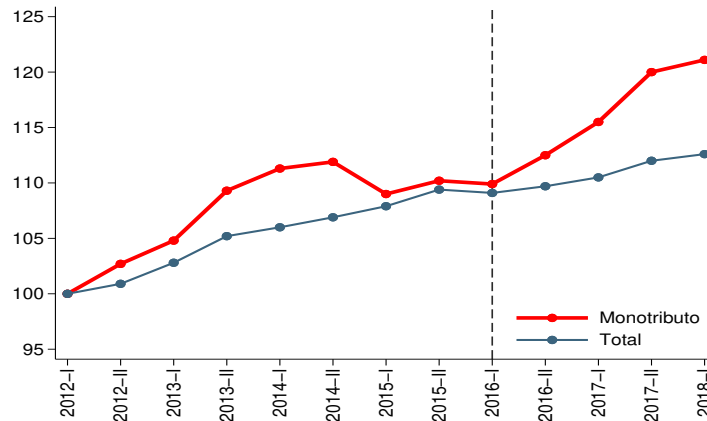
Respecto a las situaciones en que más de un miembro del grupo familiar resultara elegible para alguna de las modalidades de asignación familiar, el decreto estableció una serie de restricciones. En primera instancia, la normativa dispuso que, en caso de que dos miembros del hogar facturaran en el Monotributo, las asignaciones serían percibidas por el miembro que perteneciera a la categoría de facturación más alta y por el monto que le correspondiera. Por otro lado, si un miembro fuera monotributista y elegible pero compartiese grupo familiar con otro individuo ya inscripto en el régimen contributivo para asalariados, el mismo quedaría excluido de lo dispuesto por el decreto.

Adicionalmente, con el objetivo de tomar dimensión de la escala de esta reforma, vale aclarar que el sistema de asignaciones familiares incorporó a 220.000 niños y adolescentes solamente en el mes de abril de 2016. Los mismos se sumaron a los 3,9 millones de beneficiarios que ya tenía el pilar contributivo, ampliando su cobertura en un 5 %. Esta cobertura continuaría incrementándose en términos absolutos y relativos en los meses subsiguientes. Los hijos de monotributistas incluidos en el sistema llegarían a 349.000 a fines de 2017 (9 % del total de asignaciones contributivas), 395.000 a fines de 2018 (11 % del total) y 448.000 a fines de 2019 (13 % del total) (ANSES, 2020). En otras palabras, la reforma no sólo constituyó un evento relevante desde el punto de vista de la magnitud del beneficio otorgado (especialmente para los monotributistas de ingresos más bajos) sino también por la cantidad de beneficiarios alcanzados.

Por último, resulta interesante notar que la implementación de la reforma coincide temporal-

mente con el inicio de un proceso de crecimiento sostenido en la cantidad de trabajadores inscriptos en el Monotributo. Esta información se resume en la Figura 1:

Figura 1: Evolución empleo registrado por semestre - Total y Monotributo  
Base 2012-I = 100



Fuente: Elaboración propia en base a Observatorio de Empleo y Dinámica Empresarial (OEDE)-Ministerio de Trabajo de la Nación.

Podemos advertir que, entre el primer semestre de 2012 y el mismo período de 2013, el empleo registrado total y la cantidad de monotributistas mantenían un ritmo de crecimiento similar. En contraste, el Monotributo incrementó su volumen a una tasa notablemente superior a partir de la segunda mitad de 2013 y hasta el primer semestre de 2015, período en que experimenta una brusca contracción. A partir de este momento, ambos agregados vuelven a evolucionar de manera similar hasta el año 2016 cuando el Monotributo emprende una nueva fase de aceleración que continúa hacia el año 2018.

Por supuesto, esta evidencia preliminar no indica *per se* un efecto causal de la reforma del régimen de asignaciones familiares. Por caso, podría ocurrir que el crecimiento en la cantidad de monotributistas responda simplemente a una recuperación en la cantidad de puestos de trabajo perdidos en el año 2015. A fin de evaluar si existe evidencia de un impacto de estas características, la próxima sección describe la estrategia cuasi-experimental utilizada a lo largo del trabajo.

## 4. Metodología y datos

La metodología que utilizaremos para la estimación del efecto causal de la reforma es la de diferencia en diferencias (Angrist y Krueger, 1999). La intuición de este método consiste en comparar la evolución de una determinada variable de resultado antes y después de la implementación de la política en dos grupos: uno potencialmente afectado por la política (grupo de tratamiento) y uno que no se encuentra expuesto a esa variación exógena (grupo de control). En la medida en que este último grupo constituya un contrafáctico válido de cómo hubiera evolucionado el resultado de interés en el grupo de tratamiento en ausencia de la política, esta doble diferencia puede interpretarse como

un efecto causal atribuible a la misma. La estimación de este efecto puede realizarse por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) utilizando el siguiente modelo lineal:

$$Y_{it} = \alpha + \beta.TRATADO_i + \gamma.POST_t + \delta.TRATADO_i * POST_t + X'_{it}\theta + \eta_t + \phi_j + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Donde  $Y_{it}$  es el resultado de interés para un individuo  $i$  en el período  $t$  (participación laboral y horas trabajadas por semana),  $TRATADO_i$  es una variable dicotómica que vale 1 si el individuo pertenece al grupo de tratamiento (i.e. tiene hijos),  $POST_t$  es una *dummy* que vale 1 si el período  $t$  es posterior a la implementación de la política,  $X'_{it}$  es una matriz compuesta por variables de control a nivel individual,  $\eta_t$  y  $\phi_j$  son efectos fijos por semestre y región y  $\epsilon_{it}$  es un término de perturbación aleatorio. En este marco, el estimador del parámetro  $\delta$  (asociado a la interacción entre ambas *dummies*) es el de diferencia en diferencias. Intuitivamente, este coeficiente mide el cambio en la variable de resultado de los individuos con hijos en comparación con aquellos sin hijos, luego de implementada la reforma.

En lo que refiere a la definición de los grupos, tomaremos como conjunto de tratamiento a los individuos que tengan entre 25 y 55 años de edad, se declaren como jefes o cónyuges en el hogar y que tengan al menos un hijo menor de 18 años. Estrictamente, la fuente de datos utilizada (que describiremos en el próximo párrafo) sólo permite identificar a los hijos del jefe (ya que el rol en el hogar se declara en relación con el mismo) pero asumiremos que la relación de paternidad se extiende a toda la pareja. Respecto al grupo de control, el mismo estará conformado por individuos del mismo rango etario y rol en el hogar pero que no tengan ningún hijo menor de edad. En relación con las variables de control, incluiremos la edad, la edad al cuadrado, el sexo, el máximo nivel educativo alcanzado, una *dummy* que indique si el individuo es jefe del hogar, una *dummy* que indique si el individuo está casado o en pareja, el tamaño del hogar y la cantidad de hijos menores de 18 años presentes en el mismo.

En relación con los datos utilizados para la estimación, los mismos provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) relevada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC). La misma posee carácter trimestral y es representativa de la población de 31 aglomerados urbanos de todo el país (alrededor del 62% de la población total del país). Delimitaremos el período pre-tratamiento entre el primer trimestre de 2012 y el segundo de 2015 y el post-tratamiento entre los segundos trimestres de 2016 y 2018.<sup>2</sup> Por último, vale aclarar que utilizaremos errores estándar clusterizados por aglomerado en las estimaciones por MCO.

---

<sup>2</sup>La exclusión de los dos últimos trimestres de 2015 y el primero de 2016 obedece a que el INDEC no publicó los microdatos correspondientes a estos períodos. Asimismo, excluimos los períodos posteriores al primer semestre de 2018 debido al shock macroeconómico sufrido por Argentina en mayo de este año y que condujo a una etapa de recesión e inestabilidad nominal en los meses subsiguientes por el riesgo de que el mismo haya impactado de manera diferencial en ambos grupos (por ejemplo, a través de un efecto del trabajador adicional más marcado entre los individuos sin hijos). De todas formas, el resultado relacionado con la participación laboral expuesto en la próxima sección es robusto ante la inclusión del año 2019 en la muestra

Un punto que merece una mención consiste en que los datos de la EPH correspondientes a este período no resultan absolutamente comparables debido a las diferentes proyecciones poblacionales utilizadas para la construcción de los ponderadores que expanden la muestra de la encuesta al total de la población de los aglomerados relevados. Específicamente, las proyecciones utilizadas para los datos comprendidos entre el tercer trimestre de 2013 y el segundo de 2015 están basadas en el Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas realizado en el año 2010, mientras que las empleadas para el resto de los períodos se construyen sobre la base del mismo relevamiento pero efectuado en el año 2001. Si bien estos cambios no deberían sesgar las estimaciones obtenidas en la medida en que afectaron tanto al grupo de tratamiento como al de control, consideraremos la posibilidad de cambios en la composición de la muestra en un test de robustez.

Volviendo al método de diferencia en diferencias, debemos advertir que el mismo requiere del cumplimiento de un supuesto de identificación crucial para poder interpretar los resultados estimados como efectos causales: el de tendencias paralelas. El mismo establece que, de no haberse producido la implementación de la política, la diferencia entre las variables de resultado de ambos grupos habría permanecido constante. Si bien este supuesto no puede testearse empíricamente, sí es posible proveer evidencia que fortalezca su credibilidad.

En primera instancia, es necesario revisar que no existan shocks exógenos diferenciales sobre los grupos de tratamiento y control que pudieran impactar sobre las variables de interés en el período posterior a la política. En el caso particular de este trabajo, la validez de este supuesto podría verse cuestionada en la medida en que se implementaron algunas medidas de política de manera simultánea a la extensión de las asignaciones familiares a los monotributistas y que podrían haber modificado el comportamiento de los individuos con hijos en el mercado laboral. Esta cuestión será tratada con detalle en la sección 7.

Por otro lado, debe evaluarse la presencia de tendencias paralelas en las variables de resultado de los grupos de tratamiento y control en el período previo a la reforma. Así, si se verifica que la brecha en las variables de ambos grupos se mantuvo constante en el período anterior a la política, la inferencia de que este comportamiento se hubiera mantenido si la intervención no hubiera existido adquiere mayor credibilidad.

Además, y en la medida en que estamos trabajando con una colección de cortes transversales y no con datos de panel, la validez de nuestra estrategia de identificación requiere un supuesto adicional que es el de la estabilidad de la composición de los grupos de tratamiento y control a lo largo del período. Esto es necesario ya que, si en la encuesta, alguno de los grupos modificara sus características de manera diferencial (por ejemplo, incorporando individuos de mayor edad y aumentando su edad promedio respecto al otro grupo), no estaríamos en condiciones de descartar que las variaciones observadas en las variables de resultado respondan a estos cambios en la composición



y no a la implementación de la política.

En este sentido, la Tabla 2 presenta los valores medios y la dispersión de algunas características observables de los individuos de los grupos de control y tratamiento, antes y después de la reforma. Además, la última columna muestra el estimador de diferencia en diferencias (DD) que surge de estimar el modelo (1) sin controles y utilizando a cada característica como variable dependiente.

Tabla 2: Estadísticas descriptivas

	Individuos sin hijos				Individuos con hijos				DD
	Pre (2012-2015)		Post (2016-2018)		Pre (2012-2015)		Post (2016-2018)		
	Media	DE	Media	DE	Media	DE	Media	DE	
Características individuales									
Hombre	0,48	0,50	0,48	0,50	0,46	0,50	0,45	0,50	-0,008***
Edad	42,18	9,83	42,88	9,65	39,44	7,50	39,97	7,63	-0,174
Jefe	0,67	0,47	0,67	0,47	0,55	0,50	0,56	0,50	0,003
Casado	0,62	0,48	0,62	0,49	0,89	0,31	0,88	0,33	-0,010
Tamaño hogar	2,48	1,46	2,50	1,44	4,44	1,52	4,37	1,49	-0,093***
Número de hijos	0,00	0,00	0,00	0,00	2,03	1,11	1,96	1,07	-0,067***
Secundario incompleto	0,32	0,47	0,32	0,47	0,42	0,49	0,39	0,49	-0,031***
Secundario completo	0,68	0,47	0,68	0,47	0,58	0,49	0,61	0,49	0,031***
Región									
CABA	0,19	0,39	0,17	0,38	0,11	0,31	0,10	0,30	0,008
Partidos del GBA	0,34	0,48	0,38	0,49	0,43	0,49	0,46	0,50	-0,003
Pampeana	0,26	0,44	0,24	0,43	0,22	0,42	0,21	0,41	0,004
Cuyo	0,05	0,22	0,05	0,21	0,06	0,24	0,06	0,23	-0,001
NOA	0,08	0,26	0,07	0,26	0,09	0,28	0,09	0,28	0,002
Patagonia	0,04	0,19	0,04	0,20	0,04	0,20	0,04	0,20	-0,003
NEA	0,04	0,21	0,05	0,21	0,05	0,22	0,05	0,21	-0,007
Laborales									
Activo	0,85	0,36	0,85	0,36	0,79	0,41	0,80	0,40	0,017***
Ocupado	0,81	0,39	0,81	0,39	0,75	0,43	0,76	0,43	0,015***
Desocupado	0,03	0,18	0,04	0,20	0,03	0,18	0,04	0,20	0,002
Horas trabajadas	37,30	17,34	36,81	17,20	38,38	18,83	37,23	18,56	-0,665**
Observaciones	73.858		164.105		48.659		104.586		

Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC. Las columnas exponen la media y la desviación estándar para diferentes variables correspondientes a jefes y cónyuges con edad entre 25 y 55 años (con y sin hijos y antes y después de la reforma). La columna DD muestra el coeficiente de diferencia en diferencias utilizando a cada característica como variable dependiente. \*Significativo al 10 % \*\*Significativo al 5 % \*\*\*Significativo al 1 %.

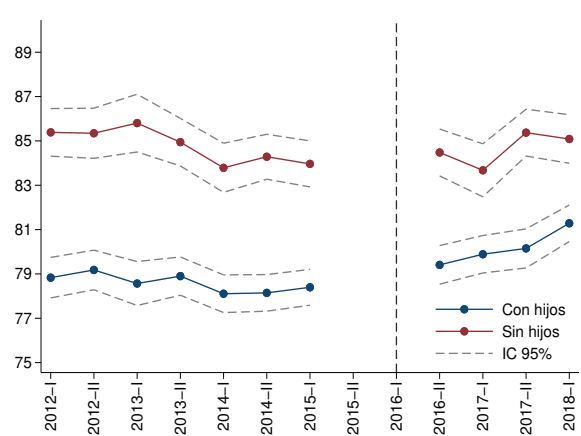
En primer lugar, vale destacar que ambos grupos difieren significativamente en el caso de la edad promedio, el porcentaje de jefes y la proporción de individuos casados. Otro tanto ocurre con la distribución geográfica: la participación de personas con hijos que vive en CABA es notablemente inferior que en el caso de los individuos sin hijos (lo inverso ocurre con los partidos del GBA). La existencia de estas diferencias en características observables resulta natural en la medida en que la asignación de este beneficio no es aleatoria sino que está dirigida a un grupo específico. Por supuesto, el tamaño del hogar y el número de hijos también difieren por definición.

Por otro lado, el coeficiente de DD no resulta significativo en el caso de la edad y las *dummies* de jefe, estado civil y todas las regiones. En el caso del género, si bien el coeficiente es significativo a un nivel del 1 %, la magnitud es muy pequeña (inferior a un punto porcentual). Distinto es el caso del máximo nivel educativo alcanzado donde se observa un incremento significativo y superior a 3 pp. en la proporción de individuos con hijos que cuentan con el secundario completo. En este sentido, si bien el supuesto de estabilidad en la composición de los grupos no parece excesivamente

fuerte, retomaremos la cuestión de su validez en la sección 6.

Por último, es posible realizar una primera aproximación al posible efecto de la reforma a través de la inspección visual de las tendencias. La Figura 2 presenta la evolución de la tasa de actividad correspondiente a ambos grupos en el período 2012-2018:

Figura 2: Tasa de actividad (%) - Población entre 25 y 55 años  
Por semestre

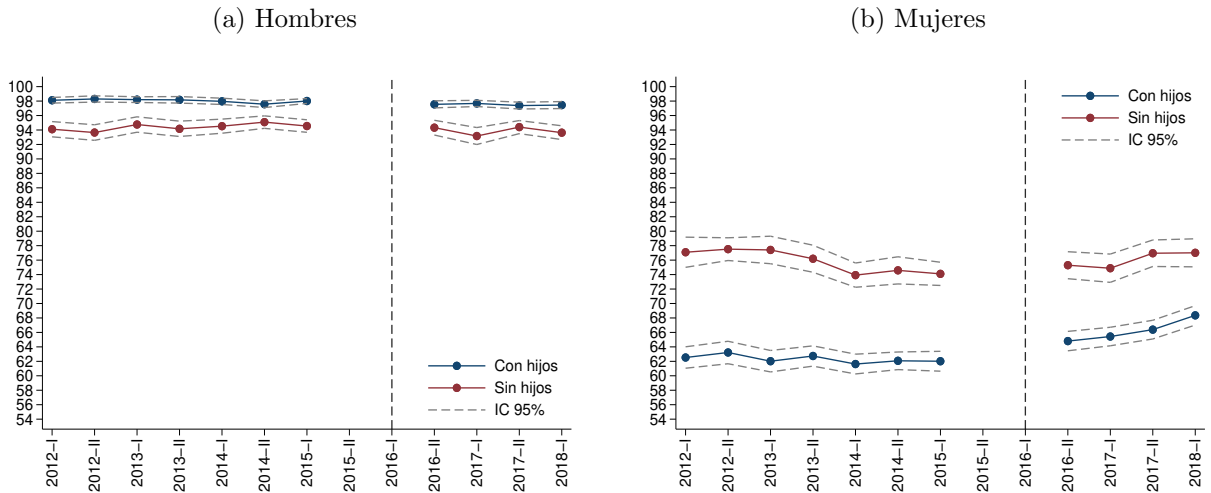


Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC. Nota: se excluyen los períodos 2015-II y 2016-I debido que el INDEC no publicó los microdatos correspondientes a los trimestres 2015-III 2015-IV y 2016-I. Intervalos de confianza al 95 % calculados con bootstrap (200 replicaciones)

Podemos vislumbrar que, si bien existe una diferencia en niveles, la evolución del indicador para ambos grupos es similar hasta el primer semestre de 2015. Por el contrario, en el período de implementación de la reforma, la participación laboral permanece virtualmente constante entre los individuos sin hijos pero se incrementa entre los que tienen menores a cargo. Esta reducción de la brecha se mantiene hasta el primer semestre de 2018, constituyendo un primer indicio del impacto positivo de la política sobre el indicador en cuestión.

Un punto interesante, y anticipándonos al análisis de efectos heterogéneos por género, está dado por la evolución del mismo indicador pero dividiendo la muestra entre hombres y mujeres. Esta información se expone en la Figura 3:

Figura 3: Tasa de actividad (%) - Población entre 25 y 55 años - Por semestre



Fuente: Elaboración propia en base a EPH-INDEC. Nota: se excluyen los períodos 2015-II y 2016-I debido que el INDEC no publicó los microdatos correspondientes a los trimestres 2015-III 2015-IV y 2016-I. Intervalos de confianza al 95 % calculados con bootstrap (200 replicaciones)

En el caso de los hombres, la tasa de actividad de los grupos de tratamiento y control evoluciona de manera similar en el período anterior a la implementación de la política, permaneciendo estable en torno a niveles superiores al 90 % en ambos casos. Esta situación no se modifica de manera significativa luego de la intervención. De esta manera, el análisis no condicional parece indicar que no existió un efecto de la reforma en este segmento de la población. Por el contrario, en el caso de las mujeres, advertimos que la participación laboral de ambos grupos seguía una tendencia similar antes de la reforma (con tasas estancadas en torno a 62 % en el grupo de tratamiento y 76 % en el de control) y que, luego de la misma, la correspondiente a las mujeres con hijos se vuelve creciente mientras que la de aquellas sin hijos permanece constante. En este sentido, la evidencia gráfica sugiere que la reforma tuvo un efecto positivo sobre la actividad de las mujeres en el mercado de trabajo. En la próxima sección, verificaremos si este resultado preliminar se mantiene en un marco condicional.

## 5. Resultados

A continuación, la Tabla 3 expone los resultados de la estimación del modelo (1) para las dos variables de resultado considerando tanto la totalidad de la muestra como a hombres y mujeres por separado. A su vez, descomponemos el efecto en la participación entre los dos estados en que puede encontrarse un individuo activo en el mercado de trabajo: ocupado y desocupado.

Tabla 3: Efecto de la reforma sobre indicadores laborales. Estimación por diferencias en diferencias.

	(1)	(1a)	(1b)	(2)	N
	Participación	Ocupación	Desocupación	Horas trabajadas	
Total	0,0153*** (0,00414)	0,0137*** (0,00480)	0,00162 (0,00140)	-0,411* (0,227)	390.754
Media variable dependiente	0,7858	0,7523	0,0336	38,383	
Hombres	-0,000967 (0,00119)	0,00260 (0,00325)	-0,00356 (0,00296)	-0,822*** (0,279)	177.718
Media variable dependiente	0,9804	0,9537	0,0267	44,671	
Mujeres	0,0269*** (0,00792)	0,0212*** (0,00681)	0,00575** (0,00279)	0,179 (0,312)	213.036
Media variable dependiente	0,6231	0,5838	0,0393	29,789	
Efectos fijos por semestre y región	Sí	Sí	Sí	Sí	
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO\*POST de la ecuación (1) para el total de la muestra y hombres y mujeres por separado. La media de la variable dependiente corresponde al grupo de tratamiento en el período previo a la intervención. Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. Errores estándar clusterizados por aglomerado entre paréntesis. \*Significativo al 10 % \*\*Significativo al 5 % \*\*\*Significativo al 1 %.

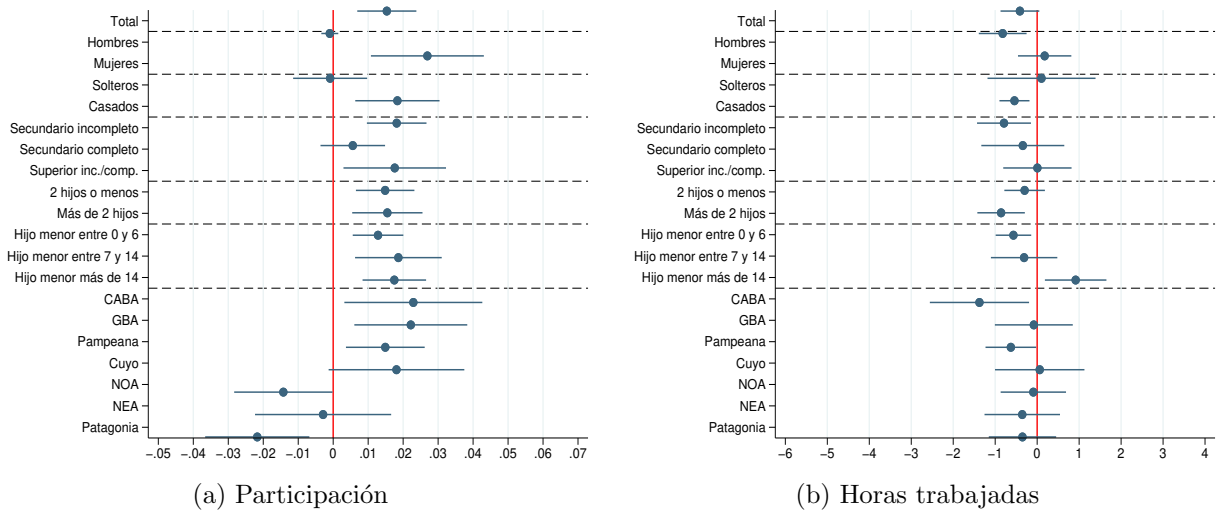
Tal como habíamos intuido de manera gráfica en el análisis no condicional, se observa un efecto significativo y positivo sobre la participación laboral de los individuos con hijos (en torno a 1,5 pp.). Vale destacar que el mismo se traduce casi totalmente en un incremento de la probabilidad de estar ocupado (1,4 pp.). Asimismo, el coeficiente correspondiente a las horas de trabajo resulta negativo pero no significativo (al menos si consideramos un umbral del 5 %).<sup>3</sup>

Al evaluar la presencia de efectos heterogéneos por género, advertimos que, cuando la muestra se restringe a los hombres, el efecto sobre la probabilidad de encontrarse activo en el mercado de trabajo se desvanece. En contraste, el efecto sobre las horas trabajadas se vuelve significativo a un nivel del 1 % y aumenta su magnitud (la caída se ubica en torno a un promedio de 0,8 horas por semana).

En el caso de las mujeres, el coeficiente asociado a la participación laboral resulta significativo y positivo (en torno a 2,7 pp.) al igual que el correspondiente a la probabilidad de encontrarse ocupado (2,1 pp.). Asimismo, aparece un efecto positivo y significativo (a un nivel del 5 %) sobre la probabilidad de estar desocupado que se sitúa en torno a 0,6 pp. que podría interpretarse como un sub-producto del incremento en la actividad y que probablemente sea de tipo friccional. Si bien no se reporta el resultado, vale mencionar que el coeficiente estimado para la participación asciende a 3,8 pp. si la muestra se restringe a las mujeres casadas y no resulta significativo para las solteras. La siguiente figura expone algunos efectos heterogéneos adicionales:

<sup>3</sup>Si bien este último resultado es consistente con las predicciones del modelo teórico utilizado y con los hallazgos de la literatura relacionada, resulta difícil otorgarle una interpretación causal ya que no es posible distinguir entre los individuos que se encontraban trabajando en el período previo a la reforma y aquellos que ingresaron al mercado laboral después de su implementación. Así, podría darse que, si los nuevos trabajadores dedicaran menos tiempo que el promedio a su ocupación principal, la media de esta variable se redujera aún sin ningún impacto de la reforma sobre los trabajadores antiguos.

Figura 4: Coeficientes DD - Grupos seleccionados  
Intervalos de confianza al 95 %



Respecto a la participación laboral, los efectos heterogéneos más interesantes se dan a nivel regional. Efectivamente, los coeficientes resultan significativos y positivos para la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, los Partidos del Gran Buenos Aires y la región pampeana (que incluye a otros grandes aglomerados urbanos como Gran Córdoba o Gran Rosario). Este resultado no es sorprendente en la medida en que, de acuerdo a datos administrativos, estas regiones contienen al 80 % de los trabajadores independientes que aportan al Monotributo. Por otro lado, se observa una caída significativa en la probabilidad de participación en la Patagonia.

En relación con otras variables de segmentación como la cantidad de hijos menores de 18 años y la edad del menor hijo presente en el hogar, los coeficientes no difieren significativamente del hallado para el total de la muestra. En lo que refiere al estado civil, encontramos que el efecto es nulo entre los individuos solteros y positivo para los casados. Asimismo, advertimos que el coeficiente no es estadísticamente significativo para aquellos individuos que cuentan con el secundario completo como máximo nivel educativo alcanzado.

Respecto al margen intensivo de la oferta laboral, observamos una caída significativa en las horas trabajadas para los hombres, los casados, los padres de más de dos hijos menores (y aquellos cuyo hijo menor posee entre 0 y 6 años) y quienes residen en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. En contraste, observamos un incremento en el promedio de horas trabajadas para los individuos cuyo hijo menor posee más de 14 años. Para el resto de los grupos, el coeficiente no difiere significativamente de cero.

De esta manera, podemos concluir que existe evidencia en favor de un efecto positivo de la reforma sobre la participación laboral de los individuos elegibles y que el mismo está conducido íntegramente por las mujeres (que, como advertíamos al analizar la evidencia gráfica, partían de una tasa de participación notablemente inferior a la de los hombres y también a las de las mujeres sin

hijos). En este sentido, resulta esperable desde el punto de vista teórico que la oferta de trabajo en el mercado de este grupo de mujeres sea más elástica a cambios en el ingreso laboral. Además, este efecto se traduce mayoritariamente en una probabilidad de ocupación superior (aunque no puede descartarse un ligero aumento en la desocupación en el caso de las mujeres). En la próxima sección, examinaremos qué tan robustos son estos resultados a diversas modificaciones en la especificación.

## 6. Tests de robustez y placebos

El primer test adicional que presentamos está destinado a robustecer la validez del supuesto de tendencias paralelas. El mismo consiste en restringir la muestra al período pre-tratamiento Y estimar la siguiente especificación:

$$Y_{it} = \alpha + \beta.TRATADO_i + \gamma.SEMESTRE_t + \delta.TRATADO_i * SEMESTRE_t + X'_{it}\theta + \phi_j + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Donde  $SEMESTRE_t$  es una variable que indica a cada semestre y, por lo tanto, representa el componente tendencial del modelo. En consecuencia, si el coeficiente correspondiente a la interacción entre este término y la *dummy* de tratamiento ( $\delta$ ) resulta significativamente distinto de 0, rechazamos la hipótesis de que ambos grupos tengan la misma tendencia en la variable de resultado correspondiente en el período previo a la reforma. A continuación, la Tabla 4 presenta los resultados de la estimación para la participación laboral y las horas trabajadas:

Tabla 4: Test de tendencias paralelas previas

	(1)	(1a)	(1b)	(2)
	Participación	Ocupación	Desocupación	Horas trabajadas
Semestre	-0,00171 (0,00177)	-0,00185 (0,00205)	0,000140 (0,000383)	-0,142*** (0,0468)
Tratado	0,0265*** (0,00871)	0,0249** (0,0109)	0,00165 (0,00260)	0,0477 (0,246)
Tratado*Semestre	0,000596 (0,00111)	0,00134 (0,00143)	-0,000739 (0,000446)	-0,0389 (0,0447)
Constante	0,0693 (0,0844)	-0,0647 (0,0793)	0,134*** (0,0110)	26,82*** (1,353)
Observaciones	237.689	237.689	237.689	181.325
Efectos fijos	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota: la tabla expone los coeficientes los terminos TRATADO, SEMESTRE y TRATADO\*SEMESTRE de la ecuación (2). Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. Errores estándar clusterizados por aglomerado entre paréntesis. \*Significativo al 10 % \*\*Significativo al 5 % \*\*\*Significativo al 1 %.

La ausencia de coeficientes significativos asociados al término de interacción sugiere que no podemos rechazar la hipótesis nula de tendencias paralelas en el período previo a la reforma para ninguna de las variables de resultado. Esta evidencia se añade a la que ya habíamos obtenido en favor de la validez del supuesto y fortalece la interpretación causal de los resultados obtenidos en la sección anterior.

Por otro lado, la Tabla 5 expone los resultados de un test placebo de falsificación donde estimamos el modelo (1) pero restringiendo la muestra al período pre-tratamiento (nuevamente) y suponiendo que la reforma se implementó en alguno de los semestres previos a 2016. Así, por ejemplo, deberíamos observar coeficientes significativos entre 2013 y 2014 si el crecimiento del Monotributo observado en la Figura 1 estuviera concentrado entre los individuos con hijos. Por una cuestión de simplicidad, mostramos únicamente el estimador de diferencia en diferencias para cada uno de los períodos utilizados como placebo:

Tabla 5: Test placebo de falsificación

Semestre	(1) Participación	(1a) Ocupación	(1b) Desocupación	(2) Horas trabajadas	EF	Controles
2012-I	0,00121 (0,00485)	0,00519 (0,00496)	-0,00398* (0,00203)	-0,314 (0,325)	Sí	Sí
2012-II	-0,00100 (0,00357)	0,000314 (0,00307)	-0,00132 (0,00140)	0,145 (0,278)	Sí	Sí
2013-I	0,00387 (0,00445)	0,00556 (0,00469)	-0,00169* (0,000933)	-0,352** (0,148)	Sí	Sí
2013-II	0,00114 (0,00440)	0,00220 (0,00607)	-0,00106 (0,00229)	-0,398** (0,168)	Sí	Sí
2014-I	0,00231 (0,00437)	0,00737 (0,00624)	-0,00506** (0,00243)	-0,0214 (0,245)	Sí	Sí
2014-II	0,00597 (0,00812)	0,0101 (0,0118)	-0,00417 (0,00402)	0,401 (0,289)	Sí	Sí
Observaciones	237.689	237.689	237.689	181.325		

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO\*POST de la ecuación (1). Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. La primera columna indica el período para el cual se simula la reforma ficticia. Errores estándar clusterizados por aglomerado entre paréntesis. \*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%.

Advertimos que los coeficientes sólo resultan estadísticamente significativos (a un nivel del 5%) para las horas trabajadas en dos semestres en los que se simula la reforma ficticia (primero y segundo de 2013) y para la probabilidad de estar desocupado en uno de ellos (el primero de 2014). Esta evidencia robustece nuestra interpretación causal de los resultados correspondientes a la participación laboral ya que nos permite descartar que los mismos estén captando una diferencia previa en la tendencia de las variables o un mero hecho fortuito en lugar de un efecto de la política implementada.

Adicionalmente, no puede desecharse totalmente la posibilidad de que estemos atribuyendo a la reforma el impacto de un evento distinto a la misma y que haya ocurrido en un momento posterior. En este sentido, un test que resulta de utilidad para evaluar la robustez de los resultados consiste en estimar el modelo (1) para distintas extensiones del período post-tratamiento. Estos resultados se presentan en la Tabla 6:

Tabla 6: Test de robustez - Cambios en el período post-tratamiento

	(1)	(1a)	(1b)	(2)	N
	Participación	Ocupación	Desocupación	Horas trabajadas	
Hasta 2016-II	0,0158** (0,00638)	0,0156** (0,00700)	0,000189 (0,00242)	-0,489** (0,221)	289.295
Hasta 2017-I	0,0166*** (0,00584)	0,0156** (0,00641)	0,000996 (0,00136)	-0,493*** (0,146)	323.401
Hasta 2017-II	0,0141*** (0,00416)	0,0142*** (0,00506)	-0,0000201 (0,00162)	-0,476** (0,193)	357.200
Efectos fijos	Sí	Sí	Sí	Sí	
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí	

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO\*POST de la ecuación (1). Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. La primera columna indica el semestre hasta el cual se extiende el período post-intervención. Errores estándar clusterizados por aglomerado entre paréntesis. \*Significativo al 10 % \*\*Significativo al 5 % \*\*\*Significativo al 1 %.

Vale notar que los coeficientes resultan muy similares para todas las variables en cada una de las cuatro especificaciones alternativas. El efecto sobre la participación laboral es siempre significativo y positivo (ubicándose entre 1,4 y 1,7 pp) al igual que el correspondiente a la probabilidad de ocupación (en torno a una magnitud análoga). Por su parte, el coeficiente asociado a la probabilidad de desocupación no resulta nunca estadísticamente significativo. Por último, el coeficiente correspondiente a las horas trabajadas resulta siempre significativo y negativo (oscilando alrededor de 0,5 horas semanales). Esta evidencia resulta consistente con un impacto casi inmediato de la reforma sobre la participación laboral y una persistencia del mismo en los meses que le siguieron. En este sentido, la posibilidad de que estemos confundiendo el efecto de la reforma con el de un shock posterior resulta más débil.

Por último, presentamos los resultados de una especificación alternativa que busca fortalecer la hipótesis de que los cambios observados en las variables de resultado no responden a una evolución diferencial de las características de los grupos de tratamiento y control. En este sentido, seguimos a Bergolo y Cruces (2014) e incluimos en la especificación una serie de interacciones entre todas las variables de control y la *dummy* de post-tratamiento. La Tabla 7 muestra los resultados:

Tabla 7: Test de robustez - Cambios en la composición

	(1)	(1a)	(1b)	(2)
	Participación	Ocupación	Desocupación	Horas trabajadas
Tratado*Post	0,0167** (0,00703)	0,0171** (0,00660)	-0,000450 (0,00267)	0,00867 (0,383)
Media variable dependiente	0,7858	0,7523	0,0336	38,383
Observaciones	390.754	390.754	390.754	299.400
Efectos fijos	Sí	Sí	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO\*POST de la ecuación (1). La media de la variable dependiente corresponde al grupo de tratamiento en el período previo a la intervención. Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región y todas las posibles interacciones entre estas variables de control y la *dummy* POST. Errores estándar clusterizados por aglomerado entre paréntesis. \*Significativo al 10 % \*\*Significativo al 5 % \*\*\*Significativo al 1 %.



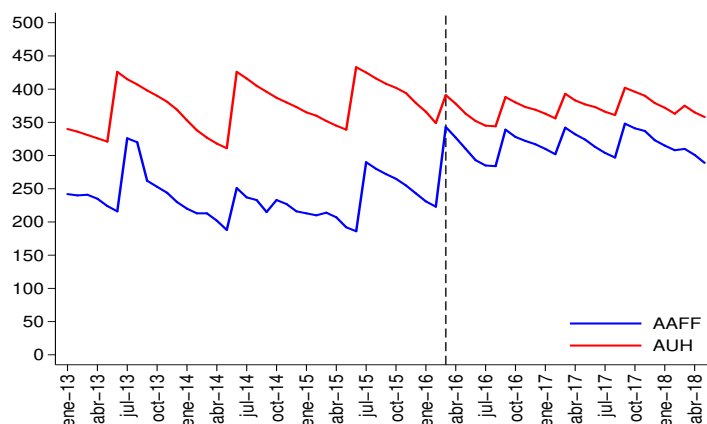
En lo que hace a la probabilidad de participación, vale destacar que el coeficiente de DD continúa siendo positivo y estadísticamente significativo y posee una magnitud muy similar a la encontrada en la estimación principal. Una situación análoga se da con la probabilidad de ocupación. Asimismo, los coeficientes asociados a la probabilidad de desocupación y las horas trabajadas siguen sin ser significativos a los niveles usuales. Así, podemos concluir que los resultados obtenidos son robustos a cambios en la composición de la muestra. En la próxima sección, discutiremos algunos potenciales factores de confusión que podrían restar credibilidad a la interpretación causal de estos resultados.

## 7. Potenciales factores de confusión

A continuación, analizaremos el potencial efecto sobre el mercado laboral de dos medidas de política que tuvieron lugar de manera simultánea a la extensión de las asignaciones familiares a monotributistas. La primera se trató de la entrada en vigencia de la Ley 27.160 (que había sido aprobada en el año 2015) y disponía la actualización automática de los montos y escalas de ingresos correspondientes a las asignaciones familiares contributivas y la AUH de manera semestral y en base a la fórmula de movilidad previsional. Por otro lado, el decreto presidencial 492 realizó una serie de modificaciones en el régimen de asignaciones familiares contributivas entre las que se destacó la duplicación de los topes de las escalas (posibilitando que una mayor cantidad de asalariados accediera a los montos más elevados).

En la medida en que estos cambios en el sistema de asignaciones hubieran provocado un incremento en el valor promedio de los beneficios, no podríamos descartar la posibilidad de que los mismos hayan desincentivado la participación laboral (en el caso de la AUH) o impulsado la misma en el mercado de trabajo formal (en el caso de las asignaciones contributivas). De ser así, estos efectos podrían confundirse con el de la extensión de las asignaciones a monotributistas y la interpretación causal de nuestras estimaciones se vería cuestionada. A continuación, la Figura 5 expone la evolución mensual del valor real de la AUH y la asignación familiar contributiva promedio entre los años 2013 y 2018:

Figura 5: Evolución monto AUH y AAFF promedio  
En pesos constantes de enero de 2013



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES). Los valores nominales fueron deflactados utilizando los índices de precios oficiales del INDEC para 2016 y años posteriores y el IPC-Congreso para períodos anteriores.

Puede advertirse que, más allá de la mayor frecuencia en el ritmo de actualización de la AUH, no parece observarse una modificación significativa en su valor promedio como consecuencia de la primera medida de política. Sin embargo, sí resulta clara la presencia de un salto discreto en el valor promedio real de las asignaciones familiares contributivas en marzo de 2016 para luego estabilizarse en los meses posteriores. Así, este cambio en la normativa habría provocado una modificación en los incentivos a participar del mercado laboral que va en la misma dirección que la reforma dirigida a los monotributistas. En este sentido, nuestro coeficiente de DD podría estar sobreestimando el impacto de esta política al captar también el efecto positivo de las modificaciones correspondientes a asalariados formales sobre la participación laboral.

En este contexto, una posibilidad para distinguir el efecto de ambas reformas consiste en implementar un ejercicio de descomposición del coeficiente de DD entre las diferentes categorías ocupacionales afectadas por las políticas. Así, crearemos *dummies* para asalariados formales, asalariados informales y para un conjunto de potenciales monotributistas entre los que incluiremos a quienes trabajan por cuenta propia y a asalariados informales que declaran entregar una factura cuando cobran su salario, aportar por sí mismos a algún sistema jubilatorio o tener obra social en su trabajo.<sup>4</sup>

A continuación, replicaremos la estimación por diferencia en diferencias pero tomando a estas variables dicotómicas como las dependientes en el modelo. De esta manera, los coeficientes expondrían el cambio en la probabilidad de que los individuos con hijos menores se encuentren ocupados en alguna de estas tres categorías. A su vez, y a manera de test de robustez, presentamos los mismos resultados pero para dos muestras alternativas: una que excluye a los individuos con cónyuge asalariado formal y una que sólo incluye a estos individuos. Así, y de acuerdo a la normativa descripta

<sup>4</sup> Adoptamos esta decisión metodológica porque la EPH no posee ninguna pregunta que permita distinguir a los monotributistas de manera directa.

en la sección 3, sólo deberíamos observar un efecto para la primera partición de la muestra. Los resultados se exponen en la Tabla 8:

Tabla 8: Coeficientes DD - Categorías ocupacionales

	Cuentapropistas y otros	Asalariados formales	Asalariados informales	N
Total	0,00756** (0,00346)	0,00562 (0,00526)	0,000653 (0,00189)	391.171
Media var. dep.	0,1711	0,4136	0,1390	
Sin cony. asal. form.	0,0154*** (0,00453)	-0,00101 (0,00378)	0,00361 (0,00334)	284.871
Media var. dep.	0,2048	0,2630	0,1800	
Con cony. asal. form.	0,00361 (0,00334)	-0,0151* (0,00773)	0,000256 (0,00324)	106.297
Media var. dep.	0,0814	0,8138	0,0447	
Efectos fijos	Sí	Sí	Sí	
Controles	Sí	Sí	Sí	

Nota: la tabla expone los coeficientes para el término de interacción TRATADO\*POST de la ecuación (1) utilizando a cada *dummy* de categoría ocupacional como variable dependiente y tres muestras alternativas: la total, excluyendo a los individuos con cónyuge asalariado formal y considerando sólo a los individuos con cónyuge asalariado formal. Se incluyen controles por edad, edad al cuadrado, sexo, máximo nivel educativo alcanzado, rol en el hogar, estado civil, tamaño del hogar y cantidad de hijos menores de 18 años así como efectos fijos por semestre y región. Errores estándar clusterizados por aglomerado entre paréntesis. \*Significativo al 10% \*\*Significativo al 5% \*\*\*Significativo al 1%.

Los resultados obtenidos indican la existencia de un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de desempeñarse como cuentapropista o como asalariado inscrito en el régimen del Monotributo. El coeficiente posee una magnitud cercana a 0,8 pp. que resulta inferior a la obtenida para la probabilidad de estar ocupado en la estimación principal (1,4 pp.) sugiriendo que, efectivamente, esta última podría sobreestimar el efecto de la reforma evaluada. Sin embargo, vale destacar que el coeficiente asociado a la probabilidad de trabajar como asalariado formal no resulta significativo para ninguno de los niveles usuales (si bien es positivo y su magnitud se ubica en torno a 0,5 pp.). En este sentido, la ausencia de evidencia en favor de un efecto significativo de la reforma de las asignaciones familiares contributivas sobre la participación laboral fortalece la evidencia en favor de un impacto efectivo de la política dirigida a los monotributistas. Adicionalmente, este efecto resulta todavía más nítido al excluir de la muestra a individuos con cónyuge asalariado formal (que, por las disposiciones de la normativa, no deberían haberse visto afectados por la reforma) y desaparece cuando sólo se considera en la muestra a estos individuos.

## 8. Conclusiones

La interacción entre los sistemas de protección social y los incentivos a participar en el mercado laboral ha constituido un tópico de gran interés para la economía laboral y los hacedores de política pública. En este trabajo, encontramos que la incorporación de los monotributistas al pilar contributivo de asignaciones familiares en 2016 provocó un incremento significativo en la probabilidad de encontrarse activo en el mercado de trabajo (en torno a 1,5 pp) para la población entre 25 y 55 años, aunque no hallamos evidencia robusta de impacto sobre la cantidad de horas trabajadas

entre los trabajadores elegibles. Asimismo, detectamos que este incremento en la participación está mayoritariamente asociado a un aumento en la probabilidad de estar ocupado y que el efecto está conducido por las mujeres, los individuos casados y aquellos que habitan en regiones con grandes aglomerados urbanos.

Este resultado es robusto a diversas modificaciones en la especificación y los grupos de control y tratamiento utilizados y consistente con los hallazgos de la literatura empírica que estudia reformas similares (Eissa y Libman, 1996 y otras evaluaciones del EITC estadounidense; Sánchez Mangas y Sánchez Marcos, 2008; Francesconi y van der Klaauw, 2007 y Bergolo y Cruces, 2014). Además, se inscribe dentro de las predicciones de los modelos neoclásicos estándar de oferta laboral. Asimismo, este hallazgo contribuye a la literatura mencionada a través de la provisión de evidencia para países emergentes y las particularidades del comportamiento de los trabajadores por cuenta propia en el mercado laboral.

En términos de implicancias de política, los resultados sugieren que el fortalecimiento y extensión de los sistemas de asignaciones contributivas pueden constituir una herramienta efectiva para atraer a los individuos en edad laboral (y especialmente a las mujeres) a participar en el mercado de trabajo y encontrar una ocupación en el mismo. Sin embargo, quedan varios interrogantes por responder antes de tener una visión más completa de las consecuencias de la política en términos de bienestar.

Por caso, ¿cuáles son las características de estas transiciones desde la inactividad a la ocupación? ¿se dan efectivamente hacia empleos formales con derechos asociados o más bien hacia puestos precarios y de baja productividad?, ¿cómo se ven afectadas las trayectorias laborales de los cónyuges de los trabajadores elegibles?, ¿existe algún tipo de efecto derrame sobre indicadores vinculados al bienestar de los hijos de los individuos afectados?, ¿en qué medida constituye el Monotributo un puente hacia la formalidad para los trabajadores por cuenta propia o un camuflaje para relaciones en dependencia no registradas?

Echar luz sobre algunas de estas preguntas podría constituir la base de futuras investigaciones que permitan una evaluación más comprehensiva de esta reforma en particular y, en general, de la capacidad del sistema de asignaciones familiares argentino para promover transiciones laborales de calidad.

## Referencias

Angrist, J. y Krueger, A. (1999). Empirical Strategies in Labor Economics. In: Ashenfelter, Orley, Card, David (Eds.), Handbook of Labor Economics, vol. 3A. Elsevier, Amsterdam, 1277–1366.

Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES) (2020). Boletín Mensual de la Asignación Universal por Hijo para Protección Social - Febrero 2020.

Bergolo, 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*; 117; 211-228.

Bergolo, M., y Galván, E. (2018). Intra-household Behavioral Responses to Cash Transfer Programs. Evidence from a Regression Discontinuity Design. *World Development*, 103, 100-118.

Díaz Langou, G., Florito, J. y Karczmarczyk, M. (2020). Ingreso Universal para la Infancia: Más que la Suma de las Partes. CIPPEC, Programa de Protección Social.

Decreto Presidencial 593/2016. “Ley N° 24.714. Modificación. Tabla de valores únicos”. 15 de abril de 2016, Buenos Aires, Argentina.

Eissa, N. y Liebman, J. B. (1996). Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(2), 605-637.

Francesconi, M. y van der Klaauw, W. (2007). The Socioeconomic Consequences of “In-Work” Benefit Reform for British Lone Mothers. *Journal of Human Resources* 42, 1–31.

Garganta, S. y Gasparini, L. (2015). The Impact of a Social Program on Labor Informality: The Case of AUH in Argentina; North-holland; *Journal of Development Economics*; 115; 2-2015; 99-110.

Garganta, S., Gasparini, L., y Marchionni, M. (2017). Cash Transfers and Female Labor Force Participation: the Case of AUH in Argentina. *IZA Journal of Labor Policy*, 6(1), 10.

Hotz, V. y Scholz, J. (2003). The Earned Income Tax Credit. In: Means-tested transfer programs in the United States (pp. 141-198). University of Chicago press.

Magda, I. y Kielczewska, A. y Brandt, N. (2018). The “Family 500+” Child Allowance and Female Labour Supply in Poland. IBS Working Papers 01/2018, Instytut Badan Strukturalnych.

Maurizio, R. y Vázquez, G. (2014). Argentina: Impacts of the Child Allowance Programme on the Labour-Market Behaviour of Adults; *CEPAL Review*; 113; 115-137.

Mazar, Y. y Reingewertz, Y. (2018). The Effect of Child Allowances on Labor Supply: Evidence from Israel. Disponible en SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3290483> o <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3290483>.

Sánchez-Mangas, R. y Sánchez-Marcos, V. (2008). Balancing Family and Work: The Effect of Cash Benefits for Working Mothers. *Labour Economics*, 15, issue 6, 1127-1142.

Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean (SEDLAC). CEDLAS y Banco Mundial. Estadísticas de empleo.