

## **Participación laboral femenina en sectores vulnerables: evidencia en Santa Fe**

Heredia, Mariana\*; Sartori, Juan José Pompilio\*\*

\*Departamento de Matemáticas, Facultad Ciencias Económicas,  
Universidad Nacional de Entre Ríos. Gral. Justo José de Urquiza 552,  
E3100FEN Paraná, Entre Ríos. Argentina.

\*\*Departamento de Economía, Facultad de Ciencias económicas,  
Universidad Nacional de Córdoba. Bv. Enrique Barros S/N, X5000 HRV  
Córdoba, Córdoba. Argentina

\*meriheredia@fceco.uner.edu.ar; \*\* jsartori@eco.unc.edu.ar

Recibido 2 de diciembre 2019, aceptado 26 de febrero 2020

---

### **Resumen**

En el año 2009 Argentina puso en marcha el programa Asignación Universal por Hijo (AUH) para Protección Social, orientado a la población más vulnerable no amparado por el Régimen de Asignaciones Familiares. En general, existe una vasta evidencia en la literatura que las Transferencias Condicionadas de Ingreso son exitosas en América Latina en cuanto a la reducción de la pobreza y producir mejoras en la distribución de ingreso. Sin embargo, existen otros aspectos que motivan debates, principalmente, el impacto de este tipo de políticas sobre la actividad laboral de los adultos en los hogares destinatarios.

El objetivo de este artículo es cuantificar posibles efectos de programas de transferencias de ingresos sobre la participación laboral femenina en sectores vulnerables. Para ello, bajo el marco teórico de los modelos de utilidad aleatoria, se estima un modelo de participación laboral femenina, con datos de la ciudad de Santa Fe (Argentina) que recolecta anualmente el Observatorio Social de la Universidad Nacional del Litoral (UNL). Luego, a partir de los modelos estimados se realiza un análisis de sensibilidad sobre variables del mercado laboral. Los resultados obtenidos evidencian que las decisiones de participación laboral de las mujeres son sensibles al programa de transferencias de ingresos AUH.

**Palabras clave:** Participación Laboral Femenina, Modelos no lineales, Transferencias de Ingreso,

**Códigos JEL:** J16, I38, C35,

## **Female labor force participation in vulnerable segments: evidence in Santa Fe**

Heredia, Mariana\*; Sartori, Juan José Pompilio\*\*

\*Departamento de Matemáticas, Facultad Ciencias Económicas,  
Universidad Nacional de Entre Ríos. Gral. Justo José de Urquiza 552,  
E3100FEN Paraná, Entre Ríos. Argentina.

\*\*Departamento de Economía, Facultad de Ciencias económicas,  
Universidad Nacional de Córdoba. Bv. Enrique Barros S/N, X5000 HRV  
Córdoba, Córdoba. Argentina

\*meriheredia@fceco.uner.edu.ar; \*\* jsartori@eco.unc.edu.ar

Received December 2<sup>nd</sup> 2019, Accepted February 26<sup>th</sup> 2020

---

### **Abstract**

In 2009 Argentina introduced the Universal Child Allocation Program (AUH) for Social Protection, which extends family allowances to the most vulnerable segments of the uncovered population by the family allowance scheme. There are several studies on conditional income transfers indicating that they are successful in Latin America in reducing poverty and improving income distribution. However, there is concern about some potential unwanted effects of conditional cash transfers on adults working activity in the target households.

This research evaluates the short and medium term AUH effects on adult labor participation. The methodology applied is the differences in differences estimator combined with a logit model since the response variable is discrete. The microdata used is the annual survey carried out by the Social Observatory of the Litoral National University on Santa Fe city. The results suggest that AUH does not generated disincentives on short- and medium-term adults working activity in the target households.

**Keywords:** Female Labor Participation, Nonlinear Models, Cash Transfers.

**JEL Code:** J16, I38, C35

## INTRODUCCIÓN

En el siglo pasado, el enfoque de la protección social en la mayoría de los países de América Latina y el Caribe se basaba en el empleo formal, el cual excluía a la población que trabajaba informalmente. Luego de una década de los '90 signada por políticas liberales que provocaron cambios en el mercado de trabajo, una importante masa de trabajadores quedaron sin ingresos estables y fuera del sistema de la seguridad social (Cruces y Gasparini, 2009; Gasparini y Cruces, 2015). A partir de aquí, se plantearon en este nuevo siglo diferentes propuestas que buscaban morigerar esta situación. Es así que la protección social cambia su enfoque, a la protección como garantía ciudadana fundamentada en la Declaración Universal de Derechos Humanos de 1948. Dentro de esta visión, la política social debe universalizar la protección social (Cecchini y Martínez, 2011; Calabria y Calero, 2012).

Es por ello que a fines del siglo pasado, muchos países de América Latina y el Caribe, empiezan a implementar políticas sociales proactivas relacionadas a programas de Transferencias Condicionadas de Ingresos (TCI) que universalizan la protección social; entre ellos el Plan Bolsa Familia en Brasil, el Programa Oportunidades en México, el Sistema Chile solidario, el Programa Juntos en Perú, Asignación Universal por Hijo (AUH) en Argentina, etc.

En general, existe una vasta evidencia en la literatura que las TCI son exitosas en América Latina en cuanto a la reducción de la pobreza, producir mejoras en la distribución de ingreso (Fiszbein y Schady, 2009; Gasparini y Cruces, 2010; Calabria y Calero, 2012), y en la escolaridad de los niños, y su cuidado personal (D'Elia y Navarro, 2011; Glewwe y Kassouf, 2012). Sin embargo, existen algunos aspectos que motivan discusiones, y que se refieren al impacto de este tipo de políticas sobre la actividad laboral de los adultos en los hogares destinatarios (Cepal y OIT, 2014; Garganta, Gasparini y Marchionni, 2017). En este sentido, la literatura ha abordado esta problemática en general aplicando técnicas de evaluación de impacto, aportando evidencia que va en diferentes direcciones; por lo que aún hoy la literatura no expone resultados concluyentes.

Por otro lado, el programa de TCI implementado en Argentina, está diseñado para que sea cobrado por las madres, con el fin de contribuir al empoderamiento de las mujeres a través de la mayor disponibilidad de recursos. Esto es así ya que por la normativa, si la tenencia del niño o adolescente es compartida por ambos padres, la madre tendrá prelación sobre el padre en la titularidad de la prestación. No obstante,

algunos autores (Rodríguez, 2011; Pautassi, 2013) consideran que al recaer sobre las mujeres el cumplimiento de las condicionalidades, les dificulta aún más el ingreso al mercado laboral, y ayuda a fomentar el rol tradicional asociado a la maternidad y tareas de cuidado de la mujer.

El objetivo de este artículo es cuantificar posibles efectos del programa AUH sobre variables del mercado laboral del colectivo de mujeres, a través de modelos de participación laboral femenina (PLF). Se trabaja con microdatos que recolecta anualmente el Observatorio Social de la Universidad Nacional del Litoral (UNL) sobre la ciudad de Santa Fe.

La metodología econométrica utilizada es la de los modelos de elección discreta para datos de paneles; luego, a partir de los modelos estimados se realizó un análisis de sensibilidad y pronósticos. Los resultados obtenidos sugieren un efecto negativo y significativo de la política asistencial AUH sobre las decisiones de participación laboral de las mujeres.

El artículo se organiza de la siguiente manera: a continuación, se describe el programa de Asignación Universal por Hijo; en la tercera sección, se analiza el marco teórico y los antecedentes. En una cuarta parte se especifica la metodología implementada, la fuente de datos utilizados se presenta en el apartado quinto; los resultados encontrados se exponen en la sexta sección. Por último, se elaboran algunas conclusiones.

## **EL PROGRAMA ASIGNACIÓN UNIVERSAL POR HIJO**

El programa AUH, implementado en el año 2009 en Argentina, universalizó las asignaciones familiares a los segmentos de la población que no se encontraban amparados por el Régimen de Asignaciones Familiares. Estos son padres o tutores que trabajen en la economía informal, o bien que se encuentran desocupados, así como monotributistas sociales y trabajadoras de casas particulares.

Específicamente, el programa consiste en una transferencia monetaria directa que se paga mensualmente a un padre o tutor por cada niño menor de 18 años a su cargo, hasta 5 hijos. Los objetivos de este programa son dos, a saber: uno de corto plazo, que busca incrementar el bienestar de los sectores más vulnerables de la sociedad, aumentando los recursos disponibles para el consumo; y otro de largo plazo, que persigue promover el ascenso social fomentando la acumulación de capital humano en los niños, a través de la atención de la salud y escolarización.

Desde sus comienzos, fue un programa con alto impacto social (Heredia, Mingo y Gamarci, 2018). Actualmente, cubre aproximadamente al 30% del total de menores de 18 años del país, y si asociamos a cada titular con un hogar que se beneficia, la medida comprende un 15.3% de hogares. En cuanto a sus titulares, el 98% de los mismos son mujeres; esto se debe mayormente a la normativa de implementación, que establece que la madre tendrá prioridad sobre el padre en la titularidad de la prestación.

## **MARCO TEÓRICO Y EVIDENCIA EMPÍRICA**

Distintas teorías económicas sugieren diferentes canales a través de los cuales las TCI afectan las decisiones de oferta laboral de los adultos. En el modelo estático standard de la oferta laboral individual, las TCI constituyen un incremento en el ingreso no laboral produciendo un efecto ingreso puro que conduce a un aumento en la demanda de todos los bienes normales, incluyendo el ocio. Por lo tanto, las TCI producirían un efecto negativo en la oferta laboral de los adultos, siempre que el ocio sea tomado como un bien normal (Blundell y MaCurdy, 1999). En segundo lugar, la teoría de oferta laboral familiar (Killingsworth, 1983) establece que las decisiones laborales de cada individuo perteneciente al hogar están ligadas a las decisiones laborales de los otros individuos. En este modelo, si el hogar es beneficiario del programa, los niños deben dedicar más tiempo al colegio, y ello reduciría la oferta laboral de los menores (Ravallion y Wodon, 2000). En consecuencia, si la oferta laboral familiar se reduce, podría inducir a un incremento de la oferta laboral de otros adultos, aunque dado el efecto ingreso de las TCI, esto podría no ocurrir. Por último, si los niños deben ir a la escuela, deja más tiempo disponible a los adultos para ir a trabajar, aunque también deben incrementar el tiempo que dedican a garantizar la concurrencia al colegio y controles médicos (Skoufias y Parker, 2000).

En suma, las TCI producen diferentes efectos en la decisión de trabajar de los individuos que actúan en direcciones opuestas, por lo que el resultado final es una cuestión empírica.

En este sentido, la literatura ha abordado esta problemática en general, aplicando técnicas de evaluación de impacto, y cuya evidencia van en diferentes direcciones. Entre ellas se destacan el de Alzúa, Cruces y Ripani. (2012), que trabajaron con datos del Programa PROGRESA implementado en México, Nicaragua, y Honduras; los autores encontraron que los efectos de estos programas sobre la participación laboral eran no significativos. En Brasil, Foquel y Barros

(2010), trabajaron con el programa Bolsa de Familia y tampoco encontraron efectos significativos. Por otro lado, Ferro Ferro, Kassouf, y Levison, (2011) usando el mismo programa, obtuvieron resultados positivos y significativos. En Argentina, las investigaciones sobre el efecto causal de la AUH sobre el mercado laboral se llevaron a cabo usando la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) realizada por el INDEC. En primer lugar, Maurizio y Vazquez (2014), no encontraron evidencia de que el programa haya generado desincentivos a la decisión de trabajar; sin embargo, Garganta et al. (2017), obtienen resultados que muestran un desincentivo significativo en la participación laboral femenina de las mujeres beneficiarias. Recientemente, Mauricio y Monsalvo (2017), profundizaron esta investigación y obtuvieron los mismos resultados que los publicados en el año 2014.

En este artículo se propone una estrategia empírica diferente para detectar el efecto causal de la TCI, estimando un modelo de PLF y otras variables laborales a partir de microdatos. En este sentido, se encuentran algunos trabajos que investigan los determinantes de la PLF, pero a nivel agregado de Latino América, a partir de datos a nivel país (Gasparini, Marchioni, Badaracco, y Serrano, 2014; Gasparini y Marchionni, 2015; Buso y Fonseca, 2015; Serrano, 2016). Estos autores encuentran evidencia de un estancamiento reciente en la PLF de la región, entre cuyas posibles causas, se encuentran la expansión de los programas de TCI.

## METODOLOGÍA

La decisión de participar o no en el mercado laboral involucra decisiones que conduce a respuestas discretas. En estos casos es necesario especificar un modelo económico de la regla de decisión de la elección entre las diferentes alternativas posibles.

Los modelos estocásticos basados en un proceso de elección discreta que se derivan de la maximización de la utilidad, fueron formalizados por Mansky (1977). Estos modelos, denominados, Modelos de Utilidad Aleatoria (RUMs)<sup>1</sup> suponen que un individuo, de manera racional, compara alternativas y elige aquella que le reporta el máximo nivel de utilidad. Desde esta perspectiva, la probabilidad de que un individuo  $i$  seleccione la alternativa  $l$  es igual a:

$$P_{li} = P(U_{li} \geq U_{ki} \quad \forall k \neq l) \quad (1)$$

---

1 Las siglas provienen de su denominación en Inglés: Random Utility Models

Donde  $U_{ki}$  denota la utilidad de la  $k$ -ésima alternativa del individuo  $i$ . Existen diversas especificaciones de  $U_{ki}$ , la adoptada comúnmente por los economistas se debe a McFadden (1974), quien establece que la función de utilidad puede expresarse como la suma de un componente observable, denotada como  $V$  y de otro no observable de naturaleza aleatoria, denotada como  $\varepsilon$ :

$$U_{ki} = V_{ki} + \varepsilon_{ki} \quad (2)$$

Siendo  $V$  una función lineal, cuyos determinantes son las características observables de la alternativa y socio demográficas del individuo:

$$V_{ki} = \beta' x_{ki} \quad (3)$$

Para derivar una expresión analítica de la expresión (1) es necesario establecer una distribución de probabilidad de los errores  $\varepsilon$ . En este sentido, los modelos logit son más utilizados para modelar elecciones discretas (Sartori, 2013), al que se arriba suponiendo que la distribución de los errores  $\varepsilon_i$  son independiente e idénticamente distribuida (*iid*) *Valor Extremo de Tipo I* (VETI).

Cuando el supuesto *iid* no se cumple, McFadden y Train (2000), recomiendan utilizar el modelo Logit Mixto. Este modelo surge cuando se combinan dos densidades, una que se corresponde con VETI, y otra, especificada por el investigador. Siguiendo a Train (2009), el modelo Logit Mixto puede expresarse como:

$$P_{ji} = \int L_{ji}(\beta) f(\beta) d\beta \quad (4)$$

Donde el subíndice  $j$  se refiere a la alternativa  $j$ -ésima,  $i$  denota al individuo,  $f(\beta)$  una función de densidad, y  $L_{ji}(\beta)$  es la probabilidad logit evaluada en el vector de parámetros  $\beta$ :

$$L_{ji}(\beta) = \frac{e^{V_{ji}(\beta)}}{\sum_{k=1}^K e^{V_{ki}(\beta)}} \quad (5)$$

En la mayoría de las aplicaciones,  $f(\beta)$  se define como continua (Train, 2009; Sartori, 2013).

Con el fin de eliminar posibles sesgos de especificación debido a la heterogeneidad inobservable de los individuos o efectos latentes en cada período de tiempo, se trabajó con modelos de respuesta discreta para datos de panel; por lo que es muy probable que los errores estén correlacionados y el supuesto *iid* no se cumpla. En este caso, la función de utilidad de la alternativa  $l$  en el momento  $t$  del individuo  $i$  se puede expresar como:

$$U_{lit} = \beta' x_{lit} + \mu_i' z_{lit} + \varepsilon_{lit} \quad (6)$$

Siendo  $x_{ji}$  y  $z_{ji}$  vectores de variables observadas relacionadas con la alternativa  $l$ ,  $\beta$  un vector de parámetros fijos,  $\mu_i$  un vector de términos aleatorios.

A partir de los supuestos que se establecen en relación con la variable  $\mu_i$ , existen dos algoritmos de estimación denominados Modelo de Efectos Fijos (FE)<sup>2</sup> y Modelo de Efectos Aleatorios (RE)<sup>3</sup>. Sin embargo, cuando la variable respuesta  $Y$  es discreta, en paneles cortos, la estimación a través de FE a menudo conduce a estimaciones inconsistentes de  $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_n$  y de los coeficientes  $\beta$ , además de obtener estimaciones poco precisas (Cameron y Trivedi, 2009). En microeconometría aplicada, cuando se trabaja con micropaneles de datos, en general  $T$  es pequeño y el número de parámetros grande como para poder estimar el modelo con FE consistentemente, por lo que la aproximación de efectos aleatorios es la más utilizada (Verbeke y Molenberghs, 2000; Cameron y Trivedi, 2009; Sartori, 2013).

Siguiendo con el desarrollo del modelo Logit Mixto, en el caso especial de plantearse un modelo con un solo coeficiente aleatorio, la ordenada al origen, y de respuesta binaria, el modelo logit con efectos individuales es igual a:

$$y_{it}/\mu_i \sim \text{Bipuntual}(\pi_{it}) \quad (7)$$

$$\Pr(y_{it} = 1 | x_{it}, \mu_i) = \Lambda(\mu_i + x_{it}' \beta) \quad (8)$$

Siendo  $\Lambda(z) = e^z / (1 + e^z)$ . La componente  $\mu_i$ , específica para cada persona y constante entre años, es una variable aleatoria no observada que capta la variabilidad entre los individuos. Habitualmente, se supone que  $\mu_i$  se distribuye normal con media 0 y varianza  $\sigma_\mu^2$  (Verbeke y Molenberghs, 2000; Sartori, 2013). Por lo que el término residual se puede dividir en dos partes: una componente que capta la variabilidad entre individuos:  $\sigma_\mu^2$  y otra componente que capta la variabilidad dentro del mismo:  $\sigma_\varepsilon^2$ . El Coeficiente de Correlación Intraclásico (ICC), cuantifica la importancia de la variabilidad entre individuos sobre la variabilidad total:

$$\text{ICC} = \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\mu^2 + \sigma_\varepsilon^2}$$

<sup>2</sup> Las siglas provienen de su denominación en Inglés Fixed Effects.

<sup>3</sup> Las siglas provienen de su denominación en Inglés Random Effects.



Dado que el ajuste del modelo está basado en principios de máxima verosimilitud, los estimadores son consistentes.

## **DATOS**

Los datos que se utilizan para la presente investigación son los que se recolectan en la encuesta anual realizada por el Observatorio Social de la Universidad Nacional del Litoral<sup>4</sup>, representativa de la población de la ciudad de Santa Fe. La muestra está diseñada de manera que un conjunto importante de la población permanezca en la misma un período regular de tiempo.

La razón por la que se decidió trabajar con esta base en vez de la EPH, es que estas tienen la desventaja que se debe identificar indirectamente al grupo beneficiario del programa AUH. La fuente de datos seleccionada para esta investigación, tiene la ventaja que una de las preguntas de la encuesta se refiere a si algún miembro del hogar recibe la AUH. La desventaja es que sólo es representativa de una población pequeña.

Con el fin de incluir información de los hogares antes y después de la implementación de la AUH, se construye un panel de datos constituido con datos de los años 2009, 2010 y 2012<sup>5</sup>.

La población objetivo son todas las mujeres pertenecientes a hogares que se encuentran en condiciones de recibir la AUH. Concretamente, la muestra se restringe a todas las mujeres de hogares que cumplen con las siguientes condiciones:

- a) Se registraron en el hogar menores de 18 años en la onda 2009.
- b) Los jefes y cónyuges de cada hogar tienen en la primera observación del panel, un empleo asalariado sin descuentos jubilatorios, o no asalariados que no realicen aportes (trabajadores informales), o desempleados, o integrantes económicamente inactivos, o empleadas domésticas<sup>6</sup>.
- c) Son mujeres en edad de trabajar: entre 18 y 59 años.

---

<sup>4</sup> Para más información, recurrir a la página web del observatorio: <https://www.unl.edu.ar/observatoriosocial>,

<sup>5</sup> Los individuos con información incompleta se excluyeron de la muestra. Se comprobó que los mismos seguían un comportamiento aleatorio.

<sup>6</sup> No se tuvieron en cuenta los hogares donde el jefe de hogar o conyugue realizaban aportes en 2009, ya que se toma como trabajador formal o registrado a aquellos que realizan aportes al sistema de seguridad social.

d) Los jefes y cónyuges no reciben ningún otro tipo de asistencia social por parte del estado que sean incompatibles con el programa AUH.

Esta última base de datos está compuesta por 125 hogares integrados por 257 personas, de las cuales 154 son mujeres<sup>7</sup>.

Hay varias razones por las cuales los hogares, aun cumpliendo con los requisitos para recibir el beneficio, no lo recibieron. Pautassi et al. (2013) identificaron los principales obstáculos de acceso al beneficio a través de entrevistas funcionarios y receptores de la AUH; entre estas se destacan la falta del documento nacional de identidad, problemas intrafamiliares, la distancia entre los hogares y las oficinas administrativas, etc.

En la tabla A.1 se resume la operacionalización de las variables utilizadas, y sus medias en el momento inicial; las mismas hacen referencia a las características socio-económicas y demográficas. En la tabla A.2 se muestran como evolucionaron los indicadores del mercado laboral.

## RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de los modelos de elección discreta relacionados a variables del mercado laboral. En línea con los objetivos planteados, y la metodología descripta, se estima un modelo sobre la variable binaria, *empleo*, indicativa de si la mujer esta empleada; y otro sobre la variable binaria *participación laboral*, que asume 1 cuando la mujer declara estar empleada o buscando empleo.

La tabla 1 muestra los resultados de ambas especificaciones. En primer lugar se analiza el modelo especificado sobre la condición de empleo, la varianza de la ordenada al origen aleatoria es significativamente distinta de cero, ratificando la heterogeneidad entre los sujetos, y con ICC de 0.63, indicando que la especificación del modelo es correcta. Todos los coeficientes relacionados a las características del individuo y del hogar tienen el signo esperado. El coeficiente de interés asociado a la AUH es negativo, en concordancia con las hipótesis planteadas, aunque no es significativo. En el segundo modelo, cuya variable respuesta es la decisión de participar en el mercado laboral, la varianza de la ordenada al origen aleatoria también es significativamente distinta de cero, y el ICC=0.65. Nuevamente,

---

<sup>7</sup> El panel 2009 está compuesto por 590 hogares que se repiten en la muestra y que contestaron la encuesta los 3 años constitutivos del panel.

todos los coeficientes relacionados a las características del individuo y del hogar tienen el signo esperado. En cuanto a la significancia estadística de los parámetros estimados, las dummies temporales no son significativas, y el coeficiente de escolaridad es significativo al 15%, quizás debido a un tamaño de muestra pequeño. En cuanto al coeficiente de AUH, el mismo es negativo y significativo, lo que aporta evidencia del efecto negativo que produce la TCI en las decisiones de participación laboral de la mujer en la población objetivo.

Parámetro	Empleo		Participación Laboral	
	Estimación	Cociente de Chances	Estimación	Cociente de Chances
d10	0,589 * (0,349)	1,802	0,081 (0,377)	1,084
d12	0,897 ** (0,369)	2,452	0,315 (0,395)	1,37
Edad	0,363 ** (0,159)	1,437	0,202 (0,164)	1,224
Edad2	-0,005 ** (0,002)	0,995	-0,004 * (0,002)	0,996
jefe	1,22 * (0,634)	3,389	2,228 *** (0,737)	9,28
Escolaridad	1,165 ** (0,546)	3,206	0,895 *** * (0,596)	2,447
Qmiembros	0,119 (0,128)	1,126	0,258 * (0,144)	1,294
TrabajaP	-0,914 * (0,55)	0,401	-0,937 * (0,558)	0,392
AUH	-0,741 (0,474)	0,476	-0,969 ** (0,505)	0,380
Intercepto	-8,047 *** (2,831)		-2,565 (2,902)	
Var intercepto aleatorio	5,603 (1,742)		6,096 (2,052)	
Observaciones		462		462

ICC

0,63

0,65

Tabla 1. Modelos Mercado Laboral Femenino. Período 2009-2012, Santa Fe.

Notas: error estándar entre paréntesis.

\*\*\*\*=valor  $p < 0,15$  \*\*\*=valor  $p < 0,10$ ; \*\*= valor  $p < 0,05$ ; \*=valor  $p < 0,01$ .

### **ANÁLISIS DE ESCENARIOS Y CÁLCULO DE ELASTICIDADES A PARTIR DEL MODELO DE PLF**

Utilizando el modelo de PLF, para el cual se ha encontrado evidencia significativa de que el programa AUH tiene efectos negativos sobre la probabilidad de participar en la PEA, se han generado una serie de escenarios de política que permiten calcular probabilidades y efectos marginales para diferentes niveles de las  $X$ 's.

En este sentido, la literatura recomienda valuar los efectos marginales en los valores medios de la muestra. Es por ello que, para calcular los efectos marginales de la variable de política económica AUH, se calculó la probabilidad de participar en la PEA, considerando tres perfiles de mujer promedio que fueron tomados como referencia (escenario base), que son los siguientes:

*Perfil 1:* mujer de 35 años que vive en un hogar con 5 integrantes con nivel de escolaridad de secundario completo, que es jefa de hogar y no es beneficiaria del programa AUH.

*Perfil 2:* mujer de 35 años que vive en un hogar con 5 integrantes con nivel de escolaridad de secundario completo, que no es jefa de hogar, cuya pareja no trabaja en el momento que se le realizó la entrevista y no es beneficiaria del programa AUH.

*Perfil 3:* mujer de 35 años que vive en un hogar con 5 integrantes con nivel de escolaridad de secundario completo, que no es jefa de hogar, cuya pareja trabaja y no es beneficiaria del programa AUH.

A continuación se exponen los escenarios de política propuestos, para los cuáles se realizan los pronósticos:

*Escenario 1:* el gobierno le asigna la transferencia monetaria en concepto de AUH.

*Escenario 2:* la mujer no terminó el nivel escolar secundario, y es beneficiaria del programa AUH.

En la tabla 2 se muestran los efectos marginales y semielasticidades<sup>8</sup> ante los diferentes escenario de política. Como puede apreciarse,

<sup>8</sup> Se habla de semielasticidades porque  $X$  es una variable dummy.

cuando se realiza estática comparativa entre el escenario base y el escenario 1, la probabilidad de participar en el mercado laboral cae en 0.3 puntos porcentuales en el perfil 1, 2.4 puntos en el perfil 2 y 5.6 puntos porcentuales en el perfil 3. Esto significa que la probabilidad de estar empleada disminuye un 0.268% bajo el perfil 1, un 2.398% en el perfil 2, y un 5.774% bajo el perfil 3.

Cuando se compara el escenario base con el escenario 2, estas sensibilidades aumentan, como es de esperarse ante una menor instrucción de las mujeres. En este caso, la probabilidad de participar en el mercado laboral disminuye un 0.886% en el perfil 1, un 7.567% bajo el perfil 2, y un 16.957% bajo el perfil 3.

Probabilidad del Perfil	Escenario Base: Sin AUH	Pronósticos	
		Escenario 1: con AUH	Escenario 2: con AUH sin Secund.
Perfil 1	0,998	0,996	0,990
Perfil 2	0,985	0,961	0,910
Perfil 3	0,963	0,907	0,799
Variación Prob. Perfil 1		-0,003	-0,009
Variación Prob. Perfil 2		-0,024	-0,075
Variación Prob. Perfil 3		-0,056	-0,163
Semilelasticidad Perfil 1		-0,268	-0,886
Semilelasticidad Perfil 2		-2,398	-7,567
Semilelasticidad Perfil 3		-5,774	-16,957

Tabla 2. Pronósticos de escenarios de política y semielasticidades. Fuente: Elaboración propia en base a los resultados expuestos en la Tabla 1.

## CONCLUSIONES

El propósito de este artículo es avanzar en el conocimiento empírico sobre los efectos de los programas de TCI sobre la participación laboral de las mujeres que pertenecen a los deciles más bajos de la distribución del ingreso. Se trabajó con el programa AUH, implementado en Argentina en el año 2009. Con este fin, se estimó modelos no lineales de participación laboral para microdatos, metodología que aún no se ha aplicado a este problema en la literatura, utilizando una fuente de datos donde los beneficiarios se identifican directamente, que refieren a la Ciudad de Santa Fe.

La evidencia sugiere que las decisiones de participación laboral de las mujeres son sensibles respecto a la política asistencial citada, siendo estas sensibilidades mayores en caso de que la mujer presente algunas características socio-demográficas vulnerables, como lo es un nivel de instrucción bajo. Estos resultados son análogos y se complementan con los difundidos por Busso y Fonseca (2015), y Serrano (2016). En virtud de ello, y como enfatiza Pautassi et al. (2013), el hecho de permanecer fuera del mercado laboral mientras dure el beneficio de la AUH podría dificultar la inserción laboral futura, comprometiendo en el largo plazo la condición de pobreza.

Cabe aclarar que la evaluación rigurosa de los posibles efectos no implica argumentar a favor de la eliminación del programa, sino contribuir con miramientos para mejorar el diseño de la política si fuera oportuno.

## REFERENCIAS

- Alzúa, M., Cruces, G. y Ripani, L. (2013). Welfare programs and labor supply in developing countries: experimental evidence from Latin America. *Journal of Population Economics*, 26(4), 1255-1284.
- Busso, M. y Fonseca, D. (2015). Female Labor Force Participation in Latin America: Patterns and Explanations. Documento de Trabajo. CEDLAS. La Plata, Argentina.
- Blundell, R y Macurdy, T. (1999). Labor Supply: A Review of alternative Approaches. En O. Ashenfelter y D. Cards (ed.), *Handbook of Labor Economics*, 3, 1559-1695. Amsterdam: Elsevier.
- Calabria, A. y Calero, A. (2012). Políticas de Inclusión Social para los grupos etarios más vulnerables: Plan de inclusión Previsional y Asignación Universal por Hijo para protección social. *Actualidad Económica*, 77, 9-21.
- Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics using Stata*. Texas: Stata Press.
- Cecchini, S. y Martínez, R. (2011). *Protección social inclusiva en América Latina. Una mirada integral, un enfoque de derechos*. Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- CEPAL y OIT (2014). Los programas de transferencias condicionadas y el mercado laboral. *Coyuntura laboral en América Latina y el Caribe* N° 10.
- Cerrutti, M. (2000). Economic reform, structural adjustment and female labor force participation in Buenos Aires, Argentina. *World Development*, 28(5), 879-891.
- Cruces, G., y Gasparini, L. (2009). Desigualdad en Argentina. Una revisión de la evidencia empírica Segunda Parte. *Desarrollo Económico*, 49(193), 3-29.
- D'Elia, A. y Navarro (2011). The impact of the Universal Child Allowance on Argentina's Children Schooling Gap. *Anales de la XLV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*. Universidad Nacional de Buenos Aires, Buenos Aires, Argentina.
- Ferro, A., Kassouf, A. y Levison, D. (2010). The Impact of conditional Cash Transfer Programs on Household Work Decisions in Brazil. *Research in Labor Economics*, 31, 193-218.

- Fiszbein, A. y Schady, N. (2009). *Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty*. Washington DC: World Bank.
- Foguel, M. y Paes de Barros, R. (2010). The effects of conditional cash transfer programmes on adult labour supply: an empirical analysis using a time series-cross-section sample of municipalities. *Estudios económicos*, 40(2), 259-293.
- Garganta, S., y Gasparini, L. (2015). The impact of a social program on labor informality: The case of AUH in Argentina. *Journal of Development Economics* 115, 99-110.
- Garganta, S., Gasparini, L. y Marchioni, M. (2017). Cash transfers and female labor force participation: the case of AUH in Argentina. *IZA Journal of Labor Policy* 6:10.
- Gasparini, L. y Cruces, G. (2010). Las asignaciones universales por hijo: Impacto, discusión y alternativa. *Económica*, LVI (1), 105-146.
- Gasparini, L. y Cruces, G. (2015). *Políticas sociales para la reducción de la desigualdad y la pobreza en América Latina y el Caribe. Diagnóstico, propuesta y proyecciones en base a la experiencia reciente*. La Plata: CEDLAS
- Gasparini, L., Marchioni, M., Badaracco, N., y Serrano, J. (2014). Female labor force participation in Latin America: evidence of deceleration. *Anales de la XLIX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*. Universidad Nacional de Misiones, Posadas, Argentina.
- Gasparini, L. y Marchionni, M. (2015). Female labor force participation: the evidence. En Gasparini, L. y Marchionni, M. (Eds), *Bridging gender gaps? The rise and deceleration of female labor force participation in Latin America*. La Plata: Universidad Nacional de La Plata.
- Glewwe, P. y Kassouf, A. (2012). The impact of the Bolsa Escola/Familia conditional cash transfers programmes on enrollment, drop out rates and grade promotion in Brazil. *Journal Development Economics*, 97(2), 505-517.
- Heredia, M., Mingo, G., y Gamarci, A. (2018). El Programa Asignación Universal por Hijo. Objetivos y cobertura en la población. En N. Dominguez, M. J. Haberkorn, G. Orsini y N. Serfaty (Eds), *Anales de las XI Jornadas Nacionales de Investigadores en Economías Regionales*. Buenos Aires: Autores de Argentina, 449-463.



- Killingsworth, M. (1983), *Labour supply*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Maurizio, R. y Vazquez, G. (2014). Argentina: efectos del programa Asignación Universal por Hijo en el comportamiento laboral de los adultos. *Revista de la Cepal* 113, 121-144.
- Maurizio, R. y Monsalvo, A. P. (2017). Evaluación de los impactos de la AUH en el comportamiento laboral de los adultos y en la generación de ingresos. En S. Waisgrais (Ed), *Análisis y propuestas de mejoras para ampliar la Asignación Universal por Hijo 2017*. Buenos aires: UNICEF, 115-176.
- McFadden, D. (1974). Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour. En P. Zarembka (Ed.), *Frontiers of Econometrics*. New York: Academic Press, 105-142
- McFadden, D. y Train, K. (2000). Mixed MNL Models for Discrete Response. *Journal of Applied Econometrics*, 15(5), 447-470.
- Mansky, C. (1977). The Structure of Random Utility Models. *Theory and Models*, 8 (3), 229-254.
- Pautassi, L., P. Arcidiácono y M. Straschnoy (2013). Asignación universal por hijo para la protección social de la Argentina. Entre la satisfacción de necesidades y el reconocimiento de derechos. *Serie Políticas Sociales, N° 184 (LC/L.3662)*. Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Rawlings, M. y Wodon, Q. (2000). Does Child Labor Displace Schooling? *Economic Journal*, 100(462), 158-175.
- Rodríguez Enríquez, Corina (2011). Programas de transferencias condicionadas de ingreso e igualdad de género ¿Por dónde anda América Latina? *Serie Mujer y desarrollo*, 109.
- Sartori, J. J. P. (2013). Estimación de la demanda de viajes al trabajo utilizando modelos de elección de modo de transporte y tenencia de vehículo particular en la Ciudad de Córdoba – Argentina. Tesis Doctoral Doctorado en Ciencias Económicas – Mención Economía. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Córdoba.
- Serrano, J. (2016). Ciclo Económico y Desaceleración de la Participación Laboral Femenina en América Latina. *Anales LI reunión anual de la asociación Argentina de Política Económica*. Universidad Nacional de Tucumán, Tucumán, Argentina.

- Skoufias, E. y Parker, S. (2001). Conditional Cash Transfer and their impact on Child Work and Schooling: Evidence from PROGRESA Programa in Mexico. *Economía*, 2 (1), 45-94.
- Skoufias, E. y Di Maro, V. (2008). Conditional Cash Transfers, Adult Work Incentives, and Poverty. *Journal of Development Studies*, 44(7), 935-960.
- Train, K. (2009). *Discrete Choice Methods with Simulation*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Verbeke, G. y Molenberghs, G. (2000). *Linear Mixed Models for Longitudinal Data*. New York: Springer-Verlag.

**APÉNDICE A**

<b>Variable</b>	<b>Categorías</b>	<b>Media</b>
<i>Edad</i>	Continua	35,292
<i>Jefe</i>	0. No es jefa de hogar	0,688
	1. Jefa de hogar	0,312
<i>Nivel de Escolaridad</i>	0. Menor a secundario completo	0,643
	1. Secundario completo y mas	0,357
<i>Cantidad de menores del hogar</i>	continua	2,162
<i>Cantidad de miembros del hogar</i>	continua	5,175
<i>AUH</i>	0.Hogar sin AUH	
	1.Hogar con AUH	
<i>TrabajaP</i>	0. No tiene pareja o la misma no trabaja	0,591
	1. La pareja trabaja	0,409
<i>d10</i>	Dummy Indicadora año 2010	
<i>d12</i>	Dummy Indicadora año 2012	

Tabla A.1. Operacionalización de variables utilizadas y sus medias.

	<b>2009</b>	<b>2010</b>	<b>2012</b>
Participación Laboral	66,883	64,935	65,900
Empleo	39,610	44,805	47,403
AUH		24,680	32,470

Tabla A.2. Indicadores del Mercado Laboral y AUH (%).