



FACULTAD  
DE CIENCIAS  
ECONÓMICAS



Universidad  
Nacional  
de Córdoba

# REPOSITORIO DIGITAL UNIVERSITARIO (RDU-UNC)

## Un modelo de participación laboral femenina para medir el efecto del programa Asignación Universal por Hijo: evidencia en Santa Fe

Mariana Heredia, Juan José Pompilio Sartori

Ponencia presentada en LIV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política  
realizado en 2019 en Bahía Blanca. Buenos Aires, Argentina



Esta obra está bajo una [Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual  
4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/)



ASOCIACION ARGENTINA  
DE ECONOMIA POLITICA

LIV REUNIÓN ANUAL | NOVIEMBRE DE 2019

---

# Un Modelo de Participación Laboral Femenina para Medir el Efecto del Programa Asignación Universal por Hijo: Evidencia en Santa Fe

Heredia, Mariana  
Sartori, Juan José Pompilio

# **Un modelo de participación laboral femenina para medir el efecto del programa Asignación Universal por Hijo: evidencia en Santa Fe**

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

## **Resumen**

El objetivo de este artículo es estimar un modelo de participación laboral femenina, para evaluar el efecto de las transferencias condicionadas de ingresos derivados del programa Asignación Universal por Hijo (AUH), sobre las decisiones de las mujeres relacionadas al mercado laboral. Para ello, se recurre a microdatos disponibles de la ciudad de Santa Fe. La estrategia empírica se basa en los modelos de utilidad aleatoria (RUMs), cuyo marco metodológico son los modelos de elección discreta. Luego, a partir de los modelos estimados se realiza un análisis de sensibilidad y pronósticos sobre la probabilidad de participar o no en el mercado laboral. Los resultados obtenidos evidencian una cierta sensibilidad de las decisiones de participación laboral de las mujeres respecto a la política asistencial AUH que se intensifica en los grupos más vulnerables.

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

*Códigos JEL:* J16, I38, C35

---

\*Universidad Nacional de Entre Ríos; Universidad Nacional del Litoral. E-mail: [meriheredia@fceco.uner.edu.ar](mailto:meriheredia@fceco.uner.edu.ar)

\*\*Universidad Nacional de Córdoba. E-mail: [jipsartori@hotmail.com](mailto:jipsartori@hotmail.com)

## **1. 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, asociado al sistema contributivo, 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, y muchos de ellos, progenitores, quedaron sin ingresos estables y fuera del sistema de la seguridad social. A partir de aquí, se plantearon en este nuevo siglo, diferentes diseños y 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 ésta visión, la política social debe universalizar la protección social y transformarla en un derecho exigible de manera de garantizar el derecho universal al ingreso y condiciones de vida digna que definen la ciudadanía o pertenencia a la comunidad (Cecchini y Martinez, 2011, Calabria y Calero, 2012).

En este contexto, la mayoría de los países de América Latina y el Caribe, comienzan a redireccionar su política asistencial adaptada a esta nueva visión. Es por ello, que los países de la región vienen implementando políticas sociales proactivas relacionadas a programas de Transferencias Condicionadas de Ingresos (TCI) hacia los sectores más vulnerables. Algunos de ellos son: el programa Red de Protección Social, implementado en Nicaragua en el año 2000; el programa Bolsa Familiar, puesto en marcha en 2004 en Brasil; en México, el plan oportunidades; en 2002, Chile puso en marcha el programa Sistema Chile solidario; en 2005 Perú lanzó el programa Juntos, y Uruguay el Plan de Atención Nacional a la Emergencia (Cepal y OIT, 2014; Ponce, 2008).

En esta misma línea, Argentina experimentó grandes transformaciones en la política asistencial relacionado a los grupos más vulnerables, que se reflejaron principalmente en el Plan de Inclusión Previsional (2005) destinado a adultos mayores excluidos que se encontraban en una situación de alta vulnerabilidad, es decir, sin seguridad social y sin haber previsional; y en el

programa la Asignación Universal por Hijo (AUH) para Protección Social (2009), destinado a niños, niñas y adolescentes menores de 18 años, cuyos padres no estén amparados por el sistema de asignaciones familiares contributivas.

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), y en cuanto a la escolaridad de los niños, y su cuidado personal (D'Elia y Navarro, 2011; Glewwe y Kassouf, 2012). Esta mejora en la calidad de vida de los sectores más vulnerables también está resultando en Argentina. Diferentes investigaciones que analizan el impacto de la AUH en la pobreza, indigencia, desigualdad y vulnerabilidad indican que los niveles de indigencia y pobreza disminuyeron, el indicador de desigualdad bajó y los grupos poblacionales más vulnerables tienen menos probabilidad relativa de indigencia que el resto (Calabria y Calero, 2012; Agis et al, 2010, Gasparini y Cruces, 2010). 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). Al indagar sobre los antecedentes, la literatura ha abordado esta problemática aplicando técnicas de evaluación de impacto; sin embargo la evidencia empírica muestra resultados que van en diferentes direcciones, mientras que algunos autores encontraron efectos negativos pero muy pequeños, otros si encontraron efectos negativos y significativos (Skoukias y Di Maro, 2008; Alzúa et al., 2013; Foquel y Paes de Barros 2010; Maurizio y Vazquez 2014; Garganta et al., 2015; Maurizio y Monsalvo, 2017); por lo que aún hoy la literatura económica no expone resultados concluyentes.

Por otro lado, el programa AUH a través de la resolución n° 393/09, estableció en su artículo 10° que cuando la tenencia del niño o adolescente sea compartida por ambos padres, la madre tendrá prelación sobre el padre en la titularidad de la prestación, con el fin de contribuir al empoderamiento de las mujeres a través de la mayor disponibilidad de recursos. No obstante, algunos autores (Daeren, 2005; Rodriguez, 2011; Zibecchi, 2008; 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 las decisiones de las mujeres relacionadas al mercado laboral, a través de la estimación de modelos relacionados a la participación laboral femenina (PLF) con datos de la ciudad de Santa Fe (Argentina) que recolecta anualmente el Observatorio Social de la Universidad Nacional del Litoral (UNL).

La metodología econométrica utilizada es la de los modelos de elección discreta para datos de paneles, los cuales asumen que los individuos toman decisiones en base al modelo de utilidad aleatoria (RUMs) formalizada por Manski (1977). Luego, a partir de los modelos estimados se realizó un análisis de sensibilidad y pronóstico sobre la probabilidad de participar o no en el mercado laboral. Los resultados obtenidos evidencian cierta sensibilidad de las decisiones de participación laboral de las mujeres respecto a la política asistencial AUH.

El artículo se organiza de la siguiente manera: a continuación, se describe el programa de Asignación Universal por Hijo; en la tercera sección del trabajo, 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.

## **2. El programa Asignación Universal por Hijo**

Como ya se expresó en los párrafos anteriores, en el año 2009 Argentina puso en marcha el programa Asignación Universal por Hijo para Protección Social, el cual universalizó las asignaciones familiares a los segmentos de la población más vulnerables que no se encontraban amparados por el Régimen de Asignaciones Familiares de la Ley 24.714/96, sean los padres o tutores

trabajadores no registrados o bien que se encontraban desocupados, así como monotributistas sociales y trabajadoras de casas particulares, registradas o no.

Entre los fundamentos se explicita la función del Estado en la redistribución de ingresos y la reducción de la pobreza en el país. 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 que este a su cargo, hasta 5 hijos, que se encuadre en una de las siguientes situaciones:

- Trabajen en la economía informal con ingresos iguales o inferiores al Salario Mínimo, Vital y Móvil, o bien estén desocupados.
- Trabajadores inscriptos en los planes “Argentina Trabaja / Manos a la Obra” o “Programa de Trabajo Autogestionado”, “Jóvenes con Más y mejor Trabajo”, “Programa Promover la Igualdad de Oportunidades”, “Programa de Inserción Laboral”.
- Trabajadores de temporada o monotributistas inscriptos en el Régimen de Monotributistas Sociales.
- Trabajadoras de casas particulares, ya sean registradas o no registradas.
- Tutores económicamente inactivos que no cobren ningún tipo de pensión.

Además, se exige que tanto los beneficiarios como lo tutores sean argentinos, naturalizados o extranjeros residentes legales por un periodo mínimo de 3 años (DNU 1602/09).

Los objetivos de este programa son dos. Por un lado, en el corto plazo busca incrementar el bienestar de los sectores más vulnerables de la sociedad, aumentando los recursos disponibles para el consumo. Por el otro, un objetivo de largo plazo, de mejorar la calidad de vida y promover el ascenso social fomentando la acumulación de capital humano en los niños, a través de la atención de la salud y escolarización.

Para cumplir con el objetivo de largo plazo, se instrumentó una transferencia semicondicionada, ya que el 80% de su valor se paga mensualmente y el 20%

restante se deposita cuando se demuestra que para sus hijos se realizaron ciertos controles médicos, y asisten a la escuela. En este sentido, se requiere la obligatoriedad de la concurrencia a establecimientos educativos, ya sea de gestión privada o pública, a los niños entre 5 y 18 años de edad.

Desde sus comienzos, fue un programa con alto impacto social. 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 del país. En cuanto a sus titulares, el 98% de los mismos son mujeres; esto se debe a la normativa de la ANSES, Resolución 393/09, que establece en su artículo 10° que la madre tendrá prioridad sobre el padre en la titularidad de la prestación. En cuanto a la distribución por grupos de edad, la cantidad de beneficiarios va disminuyendo paulatinamente a medida que aumentan sus edades; más precisamente, los beneficiarios se concentran en los niños cuya edad es de 0 a 5 años. En cuanto a su distribución por provincia, las provincias más beneficiadas, en términos de la población de niños, niñas y adolescentes cubierta, son las más afectadas por la pobreza según el mapa de la pobreza publicado por Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC)<sup>1</sup>. En este sentido, las provincias del norte son las principales beneficiadas con esta política.

### **3. 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

---

<sup>1</sup> <https://www.indec.gob.ar>



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). Por lo tanto, 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 evidencia empírica muestra resultados que van en diferentes direcciones, aunque aún es escasa en los países en vías de desarrollo. Entre las investigaciones más recientes, que evaluaron el impacto de las TCI en la participación laboral de los adultos, se encuentran el de Alzúa et al. (2012), que trabajaron con datos del Programa PROGRESA implementado en zonas rurales de México, Nicaragua, y Honduras. Mediante la técnica de diferencias en diferencias con variables controles, los autores encontraron que los efectos de estos programas sobre la participación laboral en las tres zonas rurales eran en general negativos, pequeños y no significativos.

En Brasil, Foquel y Barros (2010), investigaron el mismo problema con el programa Bolsa de Familia, pero con la metodología de panel al nivel de municipalidades. No encontraron efectos significativos sobre la participación laboral ni en las horas ofrecidas. Por otro lado, Ferro et al. (2011) usando el mismo programa, Bolsa de Familia, y aplicando técnicas de emparejamiento por índices de propensión (Propensity Score Matching), encontraron resultados positivos y significativos, es decir, que el programa incrementó la probabilidad de participar en la fuerza laboral en el caso de adultos de áreas urbanas, pero no encontraron ningún efecto en los adultos de áreas rurales.

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, Garganta et al.(2015), usando el estimador diferencias en diferencias, trabajaron con un grupo control conformado con individuos que tienen las mismas características que los potenciales beneficiarios, pero sin hijos, lo cual ha generado algunas discusiones metodológicas entre los investigadores. Sus resultados muestran un significativo desincentivo en la participación laboral femenina de las mujeres beneficiarias. Asimismo, Maurizio y Vazquez (2014), evaluaron el programa sobre diferentes decisiones laborales durante su primer año de implementación, aplicando técnicas de emparejamiento combinado con diferencias en diferencias, estimaron los efectos de la asignación en la oferta laboral. No encontraron evidencia significativa de que el programa haya generado desincentivos a la decisión de trabajar de los adultos ni afectado el número de horas trabajadas. Recientemente, Maurizio y Monsalvo (2017), profundizaron esta investigación y obtuvieron los mismos resultados.

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 los últimos años, en nuestro país varios autores investigan la participación laboral femenina con el propósito de encontrar evidencia relacionada a la teoría del trabajador añadido en el comportamiento de las mujeres (Cerrutti, 2000; Paz, 2009; Martinoty 2015) aunque no incorporan los ingresos no laborales derivados de la asistencia social en las estimaciones. No obstante, si se encuentran algunos trabajos que investigan los determinantes de la PLF de Latino América, a partir de datos a nivel país (Gasparini et al., 2014; Busso y Fonseca, 2015; y Serrano, 2015). 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.

## 4. Metodología

La decisión de participar o no en el mercado laboral y de otras variables laborales, 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, en particular para este caso, entre participar en el mercado laboral o no, que conduce a un modelo econométrico de respuesta discreta

La base teórica de los modelos de elección discreta contiene elementos tanto de la teoría microeconómica clásica de elección del comportamiento del consumidor como de la Teoría de la Utilidad Aleatoria<sup>2</sup>(RUMs). El paradigma de elección bajo el Modelo de Utilidad Aleatoria se basa en el trabajo de Lancaster (1966, 1971) y en el de Rosen (1974), quienes especifican un modelo donde relacionan la utilidad directamente con las características objetivas de los bienes:

$$u = U(t_1, t_2, \dots, t_R) \quad (1)$$

donde:

$(t_1, t_2, \dots, t_R)$  son los valores observables de las características objetivas  $1, 2, \dots, R$

Más tarde, Mansky (1977), formaliza los modelos estocásticos basados en un proceso de elección discreta que se deriva de la maximización de la utilidad. Estos modelos son consistentes con la maximización de utilidad, es por ello que el supuesto básico del modelo de utilidad aleatoria reside en 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

$$P_{li} = P(U_{li} \geq U_{ki} \quad \forall k \neq l) \quad (2)$$

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), quién establece que la función de utilidad puede

---

<sup>2</sup> Las siglas provienen de su denominación en inglés: Random Utility Models

expresarse como la suma de una componente observable, denotada como  $V$  y de otro no observable de naturaleza aleatoria, denotada con la letra griega  $\varepsilon$ :

$$U_{ki} = V_{ki} + \varepsilon_{ki} \quad (3)$$

Siendo  $V$  una función lineal, cuyos determinantes son las características observables de la alternativa y socio demográficas del individuo:  $V_{ki} = \beta' x_{ki}$

Siguiendo a Train (2009), la probabilidad de que un individuo  $i$  seleccione la alternativa  $l$ , se puede escribir como:

$$P_{li} = \int I(\varepsilon_{ki} - \varepsilon_{li} < V_{li} - V_{ki} \quad \forall k \neq l) f(\varepsilon) \partial \varepsilon \quad (4)$$

Donde  $I(\cdot)$  es la función indicadora, igual a 1 cuando la expresión entre paréntesis es verdadera y 0 en caso contrario.

Para derivar una expresión analítica de la expresión (4) es necesario establecer una distribución de probabilidad de los errores  $\varepsilon$ . En este sentido, los modelos logit son los modelos probabilísticos más utilizados para modelar elecciones discretas (Sartori, 2013), al que se arriba suponiendo que la distribución de los errores  $\varepsilon_i$  es independiente e idénticamente distribuida (*iid*) *Valor Extremo de Tipo I* (VETI). Sin embargo, es posible levantar estos supuestos, derivando modelos logits más complejos, que permiten modelar diferentes situaciones, como el caso de medidas repetidas, donde existirían correlaciones en las observaciones de un mismo individuo.

En este sentido, el modelo más flexible es el Logit Mixto, que levanta el supuesto *iid* y permite aproximar cualquier modelo de utilidad aleatoria (McFadden y Train, 2000), ya sea incorporar variaciones aleatorias de los gustos, patrones de sustitución no restringidos y correlación entre los factores no observados a través del tiempo. Este modelo surge cuando se combinan dos densidades, una que corresponde con VETI, y otra, especificada por el investigador. Siguiendo a Train (2009), el modelo logit mixto puede expresarse como:

$$P_{ji} = \int L_{ji}(\beta) f(\beta) \partial \beta \quad (5)$$

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  $\beta$ :

$$L_{ji}(\beta) = \frac{e^{V_{ji}(\beta)}}{\sum_{k=1}^K e^{V_{ki}(\beta)}} \quad (6)$$

En la mayoría de las aplicaciones,  $f(\beta)$  se define como continua (Train, 2009; Sartori, 2013). En el caso particular de que  $f(\beta)$  se corresponda con la normal, la probabilidad de elección del modelo logit mixto se pueden escribir como:

$$P_{ji} = \int L_{ji}(\beta) \phi(b, W) \partial\beta \quad (7)$$

Donde  $\phi(\beta/b, W)$  es la función de densidad normal con media  $b$  y matriz de covarianza  $W$ . En (7) se señala claramente que las probabilidades se obtienen integrando sobre  $\beta$ <sup>3</sup>.

Con el fin de eliminar posibles sesgos de especificación debido a la heterogeneidad inobservable de los individuos o efectos latentes en cada periodo de tiempo, que puedan alterar el comportamiento de un mismo individuo, se trabajó con modelos de respuesta discreta para datos de panel. En este caso, la función de utilidad de la alternativa  $l$  en el momento  $t$  del individuo  $i$  se puede expresar como:

$$U_{lit} = \beta' x_{lit} + \mu_i' z_{lit} + \varepsilon_{lit} \quad (8)$$

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

---

<sup>3</sup> Mediante cálculo matemático sólo es posible incluir una o dos dimensiones de integración para la estimación; cuando se quiere incluir más de dos parámetros aleatorios es necesario recurrir a métodos de estimación por simulación

(FE)<sup>4</sup> y Modelo de Efectos Aleatorios (RE)<sup>5</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 arribar a estimaciones poco precisas (Cameron y Trivedi, 2009). En microeconometría aplicada, en general, cuando se trabaja con micropaneles de datos,  $T$  es pequeño y el número de parámetros grande como para poder estimar el modelo con efectos fijos consistentemente, por lo que la aproximación de efectos aleatorios es la más utilizada en este tipo de investigación (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:

$$y_{it} / \mu_i \sim \text{Bipuntual}(\pi_{it}) \quad (9)$$

$$\Pr(y_{it} = 1 | x_{it}, \mu_i) = \Lambda(\mu_i + x_{it}'\beta) \quad (10)$$

Siendo  $\Lambda(z) = e^z / (1 + e^z)$ . Habitualmente, se supone que  $\mu_i$  se distribuye normal con media 0 y varianza  $\sigma_\mu$  (Verbeke y Molenberghs, 2000; Sartori, 2013); por lo que en este modelo deben estimarse los parámetros  $\beta$  y  $\sigma_\mu$ .

Dado el ajuste del modelo está basado en principios de máxima verosimilitud, los estimadores son consistentes y la inferencia acerca de los parámetros es obtenida aplicando la teoría estadística clásica.

## 5. 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>6</sup>. El Observatorio realiza una encuesta a los

---

<sup>4</sup> Las siglas provienen de su denominación en Inglés Fixed Effects

<sup>5</sup> Las siglas provienen de su denominación en Inglés Random Effects

<sup>6</sup> Para más información, recurrir a la página web del observatorio:  
<https://www.unl.edu.ar/observatoriosocial>

hogares de Santa Fe desde el año 2005, a través de una muestra representativa de toda la población de la ciudad. Mediante la metodología de Panel Detallista, recoge tanto información socio-demográfica como de opinión y comportamientos del hogar respecto a diferentes temáticas de interés público como es la seguridad, la universidad, la salud, etc. La metodología detallista está diseñada de manera que un conjunto importante de la población permanezca en la muestra un período regular de tiempo, específicamente, tres mediciones u ondas. Por lo tanto, el relevamiento arroja información para un análisis de tipo longitudinal de las variables incluidas en el cuestionario.

La razón por la que se decidió trabajar con esta base en vez de la utilizada regularmente para este tipo de investigaciones, las bases de la EPH, es que la mismas, tienen la desventaja que se debe identificar indirectamente al grupo beneficiario del programa AUH, ya que aunque el cuestionario tiene un bloque de preguntas donde se puede identificar cuales componentes del hogar reciben la asignación por hijo, esa información no es accesible a través de las bases dispuestas al público en la página web del INDEC; motivo por el cual los investigadores que han abordado esta temática en nuestro país, han llevado a cabo diferentes estrategias para identificar al mismo.

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, por lo cual, es posible identificar directamente a los beneficiarios del programa. La desventaja es que sólo es representativa de una población pequeña, la ciudad de Santa Fe.

Con el fin de incluir información de los hogares antes y después de la implementación de la AUH en noviembre de 2009, se recurre a los datos de panel anual denominado 2009<sup>7</sup>, constituido con los datos de los años 2009, 2010 y 2012.

La población objetivo de esta investigación son todas las mujeres pertenecientes a hogares que no pertenecen a mercado laboral formal o a la

---

<sup>7</sup> Hasta la actualidad, el observatorio ha constituido tres paneles completos de hogares: el panel 2005, el cual contiene datos de los años 2005, 2006 y 2007; el panel 2009, con información de los años 2009, 2010 y 2012; y el panel 2014, compuesto por las mediciones de las ondas 2014, 2015/2016 y 2016/2017.

población económicamente activa, por lo que se encuentran en condiciones de recibir la AUH. Concretamente, la muestra de análisis se restringe a todos los integrantes de sexo femenino 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 (registradas o no)<sup>8</sup>.
- c) Son mujeres en edad de trabajar: entre 18 y 59 años.
- d) Los jefes y cónyuges no reciben ningún otro tipo de asistencia social por parte del estado, más que la AUH, como por ejemplo, la pensión madre de 7 hijos, pensión por desempleo, etc.; ya que son 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>9</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 ya sea de los mayores o los menores, problemas intrafamiliares la distancia entre los hogares y las oficinas administrativas, la escasa infraestructura de atención y servicios de cuidado por la zona, etc.

En la tabla A.1 se resume la operacionalización de las variables utilizadas en este trabajo, y sus medias en el momento inicial; las mismas hacen referencia a las características socio-económicas y demográficas de la muestra seleccionada. El grupo de individuos bajo análisis está compuesto por hogares donde alrededor del 31.2% son jefas de hogar, la edad media es 35 años, y en

---

<sup>8</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.

<sup>9</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.



su mayoría tienen un nivel educativo menor al secundario completo (64.3% de los individuos). Con respecto a las características del hogar, en promedio, la cantidad de miembros es 5 y, de estos 2 son menores de 18 años. En la tabla A.2 se muestran como evolucionaron los indicadores del mercado laboral y la cantidad de mujeres que recibieron el beneficio social AUH en este periodo de tiempo.

## 6. 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 descrita, se estima un modelo sobre la condición de empleo, y otro de participación laboral, especificados sobre los hogares en condiciones de recibir el beneficio de la AUH.

La tabla 1 muestra los resultados de ambas especificaciones. En primer lugar, si se analiza el modelo especificado sobre empleo, la varianza de la ordenada al origen aleatoria es significativamente distinta de cero, ratificando la heterogeneidad entre los sujetos, y con un coeficiente de correlación intraclase<sup>10</sup> (ICC) de 0.63. 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 (valor-p=0.118). En el segundo modelo, cuya variable respuesta es la decisión de pertenecer a la PEA, la varianza de la ordenada al origen aleatoria también es significativamente distinta de cero e ICC=0.65, indicando que la especificación del modelo es correcta. Nuevamente, 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 13.3%, quizás debido a un tamaño

---

<sup>10</sup> El coeficiente de correlación intraclase es la relación entre la variabilidad entre grupos y la variabilidad total

de muestra pequeño. En cuanto al coeficiente de AUH, se vuelve muy significativo con un valor-p= 0.055, lo que aporta evidencia del efecto negativo que produce la TCI en las decisión de participación laboral de la mujer en la población trabajada.

Tabla 1. Modelos Mercado Laboral Femenino.  
Periodo 2009-2014. Santa Fe

	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	0.38
Intercepto	-8.047 *** (2.831)	0.000	-2.565 -2.902	0.077
Var intercepto aleatorio	5.603 (1.742)		6.096 (2.052)	
Observaciones		462		462
ICC		0.63		0.65

Notas: error estándar entre paréntesis. \*\*\*=valor p<0,01; \*\*= valor p<0,05; \*=valor p<0,1. Mujeres entre 18 y 59 años en condiciones de recibir el beneficio social AUH. ICC: Coeficiente de Correlación Intraclase. Empleo es una dummy indicativa de si la mujer esta empleada. Participación laboral asume 1 cuando el individuo declara estar empleada o buscando empleo.

## **6.1 Análisis de escenarios y cálculo de elasticidades a partir del modelo de PLF**

Utilizando el modelo de PLF, para el cuál 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 valorar 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>11</sup> ante los diferentes escenarios de política. Las relaciones entre las probabilidades pronosticadas por el modelo en cada escenario son las esperadas, en el sentido que se espera que las probabilidades de estar empleada bajo el perfil 1 sean las más altas, y bajo el perfil 3 las más bajas, dado que la pareja de la mujer es el principal sostén del hogar.

Como puede apreciarse, considerando el escenario 1, cuando una familia no es beneficiaria y comienza recibirla, bajo el perfil 1 la probabilidad de que este empleada disminuye un -0.27%. De igual modo, bajo los perfiles 2 y 3, estas cantidades son -2.40% y 5.77% respectivamente, indicando que cuando las mujeres pasan a ser beneficiarias de la AUH la probabilidad de participar en el mercado laboral provocaría una disminución de 5.6 puntos porcentuales bajo el perfil 3, y 2.4 puntos en el perfil 2.

Cuando se compara el escenario base con el escenario 2, estas sensibilidades aumentan, como es de esperarse ante una menor instrucción de las mujeres. Como consecuencia de la política de AUH y de que en el escenario 2 las mujeres alcanzan como máximo un nivel de educación menor al secundario completo, la probabilidad de participar en el mercado laboral disminuye un 0.886% en el perfil 1, un 7.57% y un 16.96% bajo los perfiles 2 y 3 correspondientemente.

---

<sup>11</sup> Se habla de semielasticidades porque  $x$  es una variable dummy.

Tabla 2. Pronósticos de escenarios de política y semielasticidades.  
Modelo logit mixto de PLF.

Probabilidad del Perfil	Pronósticos		
	Escenario Base: Sin AUH	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

Fuente: Elaboración propia en base a los resultados expuestos en la Tabla 1

## 7. Conclusiones

El propósito de este artículo es avanzar en el conocimiento empírico sobre los efectos de los programas de transferencias condicionadas de ingresos sobre la participación laboral de las mujeres que pertenecen a los deciles más bajos de la distribución del ingreso. Específicamente, se trabajó con el programa de transferencias condicionadas de ingresos denominado Asignación Universal por Hijo, implementado en Argentina en noviembre del año 2009. Los programas de transferencias de ingresos han sido una política pública implementada en la mayoría de los países de Latinoamérica en este nuevo siglo, a partir de las transformaciones estructurales que sufrió el mercado de trabajo en la década del '90 que condujo a que una gran parte de los trabajadores se queden sin empleo o comiencen a trabajar en la informalidad. Con este fin, se trabajó con microdatos y se estimó modelos no lineales de participación laboral para datos de panel, metodología que aún no se ha aplicado a este problema en la literatura, utilizando una fuente de datos alternativa en donde los beneficiarios se identifican directamente, y que se refieren a la Ciudad de Santa Fe, Argentina.

Analizando los efectos marginales del programa AUH para diferentes perfiles de mujeres a partir del modelo de PLF, en caso de que la mujer sea jefa de hogar y tenga un nivel de escolaridad de secundario completo, la probabilidad de que siga activa cuando recibe la AUH disminuye un 0.26%, y un 0.89% si al mismo tiempo no completo el secundario. Estas variaciones relativas se incrementan en caso de que la mujer tenga pareja, y en mayor medida si la pareja tiene empleo. En este último caso, la probabilidad de que la mujer esté activa si recibe la AUH disminuye un 5.77%, y un 16.96% en caso de recibir la AUH y no tener terminado el secundario.

En consecuencia, se evidencia que las decisiones de participación laboral de las mujeres son sensibles respecto 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.

En consonancia con las conclusiones de Gasparini y Marchionni (2015a, 2015b), y Serrano (2015), las implicancias sobre la calidad de vida de los hogares vulnerables cuya mujer adulta decide no participar en el mercado laboral no son claras todavía. Por un lado, las mujeres ya no se ven forzadas a salir al mercado laboral y, quizás, aceptar trabajos precarios, por lo cual pueden dedicar más tiempo al cuidado y educación de sus niños. Pero por otro lado, como enfatiza también 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 profundización y evaluación rigurosa de todos 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, en busca de un mayor bienestar social tanto en el corto como largo plazo.

Una línea futura de investigación que se deriva de este trabajo, tiene que ver con la estimación de modelos no lineales de participación laboral femenina para todo el país y por regiones, teniendo en cuenta explícitamente los efectos

de los ingresos provenientes de la asistencia social así como de los ingresos laborales. Este análisis aportará valiosa información para el diseño y la evaluación del programa implementado en 2009 y los proyectos de asistencia social en general.

## Referencias

- Agis, E., Cañete, C., y Panigo, D. (2010). El impacto de la asignación Universal por Hijo en Argentina. CENDA; PROFOTE; CEIL-PIETTE
- 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. & 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. (2005). *Microeconometrics Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- 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.
- Daeren, Lieve (2005). *Mujeres pobres: ¿prestadoras de servicios y/o sujetos de derechos? Análisis y evaluación de programas de superación de la pobreza en América Latina desde una mirada de género*. Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- 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.
- García, F. y Díaz, M. (2011). Modelos mixtos generalizados para el estudio del desempleo en los grandes aglomerados urbanos de Argentina. *Revista de Economía y Estadística*, Vol XLIX, 1.
- Garganta, S., Gasparini, L. y Marchioni, M. (2015). Social Policy and Female Labor Force Participation: the case of AUH in Argentina. *Anales de la L Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*. Universidad Nacional de Salta, Salta, Argentina.
- Gasparini, L. y Cruces, G. (2010). Las asignaciones universales por hijo: Impacto, discusión y alternativa. Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, Universidad Nacional de La Plata, Documento de Trabajo n° 102. La Plata.
- 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. (2015a). 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.
- Gasparini, L. y Marchionni, M. (2015b). Implications of female labor force participation. 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.

- Killingsworth, M. (1983), *Labour supply*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Lancaster, K. (1966). A new approach to consumer theory. *Journal of Political Economy*, 74(2), 132-57.
- Lancaster, K. (1971). *Consumer demand: a new approach*. New York: Columbia University Press.
- Martinoty, L. (2015). Intra-Household Coping Mechanisms in Hard Times: the Added Worker Effect in the 2001 Argentine Economic Crisis. Working paper, Working paper GATE 2015-05.
- 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).
- Paz, J. A. (2009). El Efecto del Trabajador Adicional: Evidencia para Argentina (2003-2007). *Cuadernos de economía*, 46, 225 – 241.
- Ponce, Juan (2008). Políticas sociales y programas de transferencia monetaria condicionada en América Latina. En J. Granda Aguilar (Ed), *Pobreza, exclusión y desigualdad*. Quito: FLACSO - Sede Ecuador y Ministerio de Cultura del Ecuador, 303-316.

- Rawlings, M. y Wodon, Q. (2000). Does Child Labor Displace Schooling? *Economic Journal*, 100(462), 158-175.
- Rodriguez Enríquez, Corina (2011). Programas de transferencias condicionadas de ingreso e igualdad de género ¿Por dónde anda América Latina? *Serie Mujer y desarrollo*, 109.
- Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets, product differentiation in pure competition. *Journal of Political Economy*, 82 (1), 34-55.
- 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.
- Zibecchi, Carla (2008). Programas de transferencias de ingresos ¿Más condicionalidades y menos derechos para las madres pobres? Un análisis en base a tres experiencias en América Latina. *Andinos*, 21.

## Apéndice A

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

<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.2. Indicadores del Mercado Laboral y AUH

	2009	2010	2012
Participación Laboral	66.883	64.935	65.900
Empleo	39.610	44.805	47.403
AUH		24.680	32.470