



Grupo temático N° 6. Género, mercado de trabajo y cuidado en el contexto de la pandemia

Coordinadores: Florencia Antoniou, Mariana Brocca, María Eugenia Miguez, Giuseppe Messina

¿POR QUÉ SE ESTANCA LA PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA EN ARGENTINA? ALGUNAS POSIBLES RESPUESTAS

Autores: Heredia Mariana; Orsini Germán, Weidmann Gabriel

Emails: mariana.heredia@uner.edu.ar; german.orsini@uner.edu.ar; gabriel.weidmann@uner.edu.ar

Pertinencia Institucional (de los 3 autores): Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de Entre Ríos. Gral. Justo José de Urquiza 552, Paraná, Entre Ríos, Argentina.

RESUMEN

En los últimos años, diversas investigaciones encuentran evidencia para América Latina respecto a la desaceleración de la participación laboral femenina, luego de registrar un importante incremento a partir de la segunda mitad del siglo XX. Este cambio ha sucedido a pesar del aumento en el nivel educativo promedio de las mujeres, y una caída en la tasa de fecundidad. Entre las posibles causas que podrían haber conducido al estancamiento de la misma según la literatura, se encuentran como preponderantes el incremento en los ingresos no laborales, derivados de la expansión de los beneficios de la asistencia social; y el incremento de los ingresos laborales masculinos, en un contexto de crecimiento económico que caracterizó a la región a partir de la década del 2000.

El objetivo de esta investigación es cuantificar variables determinantes del mercado laboral femenino argentino con el fin de contribuir al diseño de políticas sociales con perspectiva de género. La metodología utilizada es a través de modelos estadísticos de respuesta discreta, donde se intenta modelizar la participación laboral femenina. Para ello se utiliza la Encuesta Permanente de Hogares de INDEC en el periodo 2017-2018. Entre los resultados más relevantes se observa que la educación es la variable que tiene una importancia crucial en la decisión de participar de las mujeres en el mercado laboral.

Palabras Claves: Participación Laboral Femenina, Modelos de Respuesta Discreta, Políticas Sociales y Laborales.

1. Introducción

En los últimos años, algunas investigaciones encuentran evidencia que la participación laboral femenina¹ (PLF) en América Latina, luego de registrar un importante incremento a partir de la segunda mitad del siglo XX, se ha desacelerado entrando en este nuevo siglo. Este cambio ha sucedido a pesar del gran aumento en el nivel educativo de las mujeres, y una caída en la tasa de fecundidad (Gasparini, Marchioni, Badaracco y Serrano, 2014; Gasparini y Marchionni, 2015; Busso y Fonseca, 2015; Serrano, 2016).

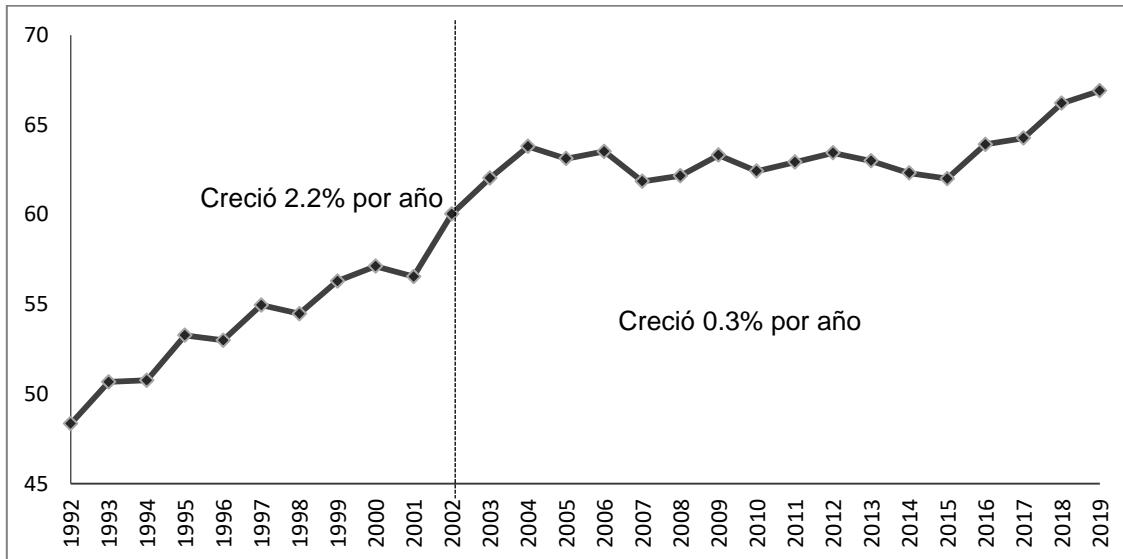
Argentina no es escapa de estas tendencias. En la figura 1 se puede observar el gran crecimiento que se registra en la PLF hasta inicios del nuevo siglo. En promedio, desde el año 1992 hasta 2001, la PLF crece un 2.2% por año mientras que, a partir del año 2002, el crecimiento de esta tasa cae sensiblemente al 0.3% promedio por año.

En línea con las investigaciones nombradas *up supra*, la tasa de fecundidad² en Argentina cae sensiblemente a lo largo de las mediciones censales, siguiendo las tendencias de los países desarrollados (figura 2). Si miramos la figura 3, que muestra el nivel educativo de las mujeres mayores a 25, se puede observar que las mujeres en Argentina aumentan el nivel educativo en general. Mientras que, en el año 1991, el 27% de las mujeres tenían un nivel educativo de secundario completo o más, este guarismo sube al 46% en 2010.

¹ La Participación Laboral Femenina se mide como el cociente entre las mujeres entre 25 y 54 años que deciden trabajar sobre la población total de mujeres en esa edad. Las mujeres que deciden trabajar pueden en el momento de la encuesta, encontrarse desempleadas, pero participando activamente en el mercado laboral.

² Tasa de Fecundidad: es el número promedio de hijos que tendría una mujer durante su vida reproductiva (15 a 49 años de edad). Como menciona Gasparini et al (2015), el número de niños pequeños por hogar es una medida imperfecta de la fecundidad, pero parece apropiado para al describir el contexto en que las mujeres toman sus decisiones de participar en el mercado laboral, además de que se obtiene fácilmente con los datos relevados en las encuestas de hogares

Figura 1: Evolución Participación Laboral Femenina en Argentina



Fuente: Elaboración propia en bases a datos de la EPH – INDEC

Figura 2: Evolución Tasa de Fecundidad Argentina

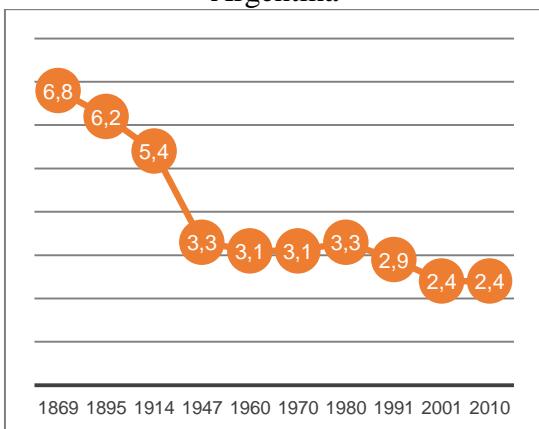
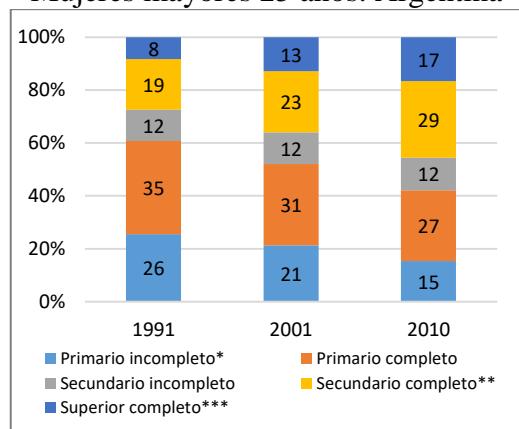


Figura 3: Evolución Nivel educativo Mujeres mayores 25 años. Argentina



Fuente: Elaboración propia con datos de CNPHyV – INDEC

Notas:

*Incluye mujeres sin instrucción

** Incluye mujeres con terciario/universitario incompleto

***Incluye terciario y universitario completo

Esta desaceleración rompe con el patrón de crecimiento de la PLF que caracterizó a la región en el siglo pasado. Entre las posibles causas que podrían haber conducido a estancamiento de la misma, según los autores antes mencionados, una de ellas es el

incremento de los ingresos laborales, en un contexto de crecimiento económico que caracterizó la región en ese periodo a partir de la década del 2000.

El contexto macroeconómico tiene incidencia sobre las decisiones que toman las mujeres en su participación laboral. El crecimiento acumulado en Argentina entre 1992-2001 es del 17.4%, mientras que la tasa de crecimiento anual promedio de PBI fue de 2.80%. Por otro lado, en términos de crecimiento económico, el segundo período (2002-2019) se caracterizó por una mayor tasa de crecimiento (356%), pero con una tasa de crecimiento promedio del 2.49%³.

En segundo lugar, la literatura menciona el incremento en los ingresos no laborales, derivados de la importante expansión de los beneficios de la asistencia social.

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, quedaron sin ingresos estables y fuera del sistema de la seguridad social (Cruces y Gasparini, 2009; Gasparini y Cruces, 2015; Bracco, Gasparini y Tornarolli, 2018). A partir de aquí, se plantearon en este nuevo siglo, diferentes diseños y propuestas que buscaban morigerar esta situación. Dentro de ésta nueva 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 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 de Ingresos (TI) que tratan de universalizar 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 TI son exitosas en América Latina en cuanto a la reducción de la pobreza y en producir mejoras en la distribución de ingreso (Fiszbein y Schady, 2009; Gasparini y Cruces, 2010; Calabria y

³ Expresado en Dólares actuales, fuente: Banco Mundial

Calero, 2012), y en cuanto al mejoramiento de la escolaridad de los niños, y de 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, aportando evidencia que va en diferentes direcciones. Mientras que algunos autores encontraron efectos negativos pero muy pequeños, otros si encontraron efectos negativos y significativos; por lo que aún hoy la literatura no expone resultados concluyentes. (Skoukias y Di Maro, 2008; Alzúa, Cruces, y Ripani, 2013; Foquel y Paes de Barros 2010; Maurizio y Vazquez 2014; Garganta y Gasparini, 2015; Maurizio y Monsalvo, 2017; Garganta et al, 2017),

En particular, el programa de asistencia social implementado en Argentina, denominado Asignación Universal por Hijo para Protección Social, 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 (Daeren, 2005; Rodriguez, 2011; Zibecchi, 2008; Pautassi, 2013) consideran que al recaer sobre las mujeres el cumplimiento de las condicionalidades, le dificulta aún más el ingreso al mercado laboral, y ayudan a fomentar el rol tradicional asociado a la maternidad y tareas de cuidado de la mujer.

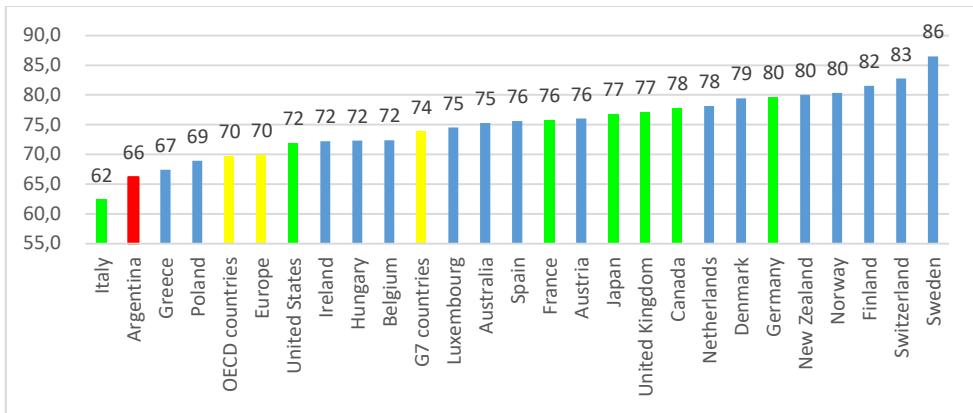
Por último, no desestiman que la desaceleración en la PLF sea temporal, y en los próximos años repunte su crecimiento a patrones similares a las economías desarrolladas (figura 4). En este sentido, aún más interesante es analizar las brechas de género en la participación laboral de los adultos. Como se puede observar en la figura 5, la diferencia en los ratios entre la participación laboral femenina y masculina en los países desarrollados y países de Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OECD)⁴ ronda el 15%; mientras que en los países emergentes⁵, la misma se acerca al 31%. En particular, Argentina exhibe una brecha más cercana a los países

⁴ Las siglas provienen de su nombre en inglés: Organisation for Economic Cooperation and Development

⁵ Se denomina Países Emergentes a países recientemente industrializados, cuyas economías aún no alcanzan el estatus de las de los países desarrollados, pero han avanzado, en el sentido macroeconómico, más que sus contrapartes del mundo en desarrollo.

desarrollados que los emergentes (20%). En suma, estos datos estarían indicando que nuestro país tiene cierto margen para incrementar la PLF.

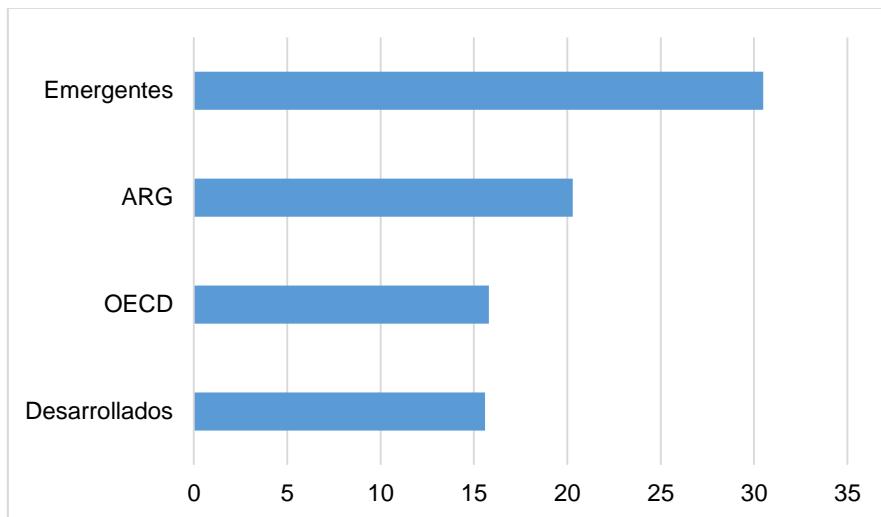
Figura 4: Participación Laboral Femenina* Países Desarrollados. Año 2018



Fuente: elaboración propia en base a datos de la OECD. STAT

*: Mujeres entre 25 y 64 años

Figura 5: Brecha de Género en la Participación Laboral. Países Desarrollados vs Emergentes



Fuente: elaboración propia en base a datos de la OECD. STAT

Nota: Mujeres vs Hombres entre 25 y 64 años

El objetivo de este artículo es cuantificar posibles efectos de la asistencia social sobre variables del mercado laboral femenino argentino, a través de modelos de participación laboral femenina (PLF). La contribución del trabajo es investigar los diferentes determinantes de la PLF en nuestro país a nivel de microdatos en el periodo 2018-2019.

De esta manera, los resultados de esta investigación, contribuirán al diseño de políticas sociales y laborales enfocadas en el mercado laboral femenino; aunque las implicancias sobre la calidad de vida de los hogares 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 mal pagos, por lo cual pueden dedicar más tiempo al cuidado y educación de sus niños; sin embargo, este comportamiento podría afectar negativamente el empoderamiento femenino en la sociedad (World Bank, 2012). Por otro lado, como enfatiza también Pautassi et al (2013), el hecho de permanecer fuera del mercado laboral mientras dure el beneficio de la protección social, podría dificultar la inserción laboral futura, comprometiendo en el largo plazo los objetivos de reducir la pobreza.

La relevancia de investigar este problema, es que según estudios efectuados en países de la OCDE y en algunos países no miembros, el aumento de la PLF, o una reducción de la disparidad entre la participación de mujeres y hombres en la fuerza laboral, produce un crecimiento económico más rápido, reduce la pobreza y la desigualdad. Esto es así ya que la evidencia sugiere que una mayor participación femenina en los ingresos del hogar contribuye a la acumulación de capital humano en los niños. Es decir, se modifica los patrones de gasto en formas que benefician a hijas e hijos. Asimismo, ayuda a cumplir con los Objetivos de Desarrollo Sostenible (ODS) relacionados a la equidad de género, empleo femenino, empoderamiento de la mujer, pobreza y desigualdad.

El artículo se organiza de la siguiente manera, a continuación, se analiza el marco teórico y los antecedentes; en la tercera sección del trabajo se especifica la metodología implementada. La fuente de datos utilizados se presenta en el apartado cuarto; los resultados encontrados se exponen en la quinta sección. Por último, se exponen algunas conclusiones e interrogantes.

2. Marco Teórico y Antecedentes

Distintas teorías económicas sugieren diferentes factores que afectan las decisiones de oferta laboral de los adultos. En el modelo estático standard de la oferta laboral individual, cada individuo al enfrentar el mercado de trabajo, tendrá en cuenta un objetivo en particular: maximizar su bienestar. Dicha maximización, vista desde la microeconomía, se logra a través del consumo de distintos bienes y servicios, así como

tiempo libre u ocio. En esta elección, la clave para determinar el nivel óptimo que se destinará a cada una de las actividades, además de sus preferencias individuales, será el salario y el ingreso no laboral; cambios en estas variables serán determinantes en la oferta de trabajo individual. En este modelo, los ingresos derivados de la asistencia social implican el 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, los ingresos derivados de la asistencia social producirían un efecto negativo en la oferta laboral de los adultos, siempre que el ocio sea tomado como un bien normal⁶ (Blundell y Macurdy, 1999).

En segundo lugar, la teoría de oferta laboral familiar (Becker, 1965; 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, la oferta laboral es un problema de elección familiar, ya que la elección no se trata solo entre trabajo y ocio, sino también, de asignar tiempo a la familia. En este marco, los factores culturales son determinantes en la participación laboral de la mujer adulta, quienes asocian a la mujer al cuidado de los miembros (tantos menores como de la tercera edad) y tareas del hogar.

En tercer lugar, la teoría del trabajador desanimado y el trabajador añadido, ayudan a explicar el comportamiento de la mujer en el mercado laboral. El trabajador desanimado o desalentado, hace referencia a los trabajadores que abandonan la actividad cuando se prolongan las crisis debido a que sus esfuerzos por encontrar empleo se agotan, desalentado progresivamente la búsqueda. Es decir, al bajar el salario y ante las bajas posibilidades de reempleo, disminuye el incentivo para participar en el mercado laboral. Por otro lado, el efecto del trabajador añadido hace referencia a la incorporación de individuos a la población activa. En tiempos de recesión, cuando el principal sostén del hogar enfrenta dificultades salariales, este efecto aumenta, y viceversa, ante ciclos expansivos de la economía, los trabajadores secundarios abandonan el mercado laboral.

Estado del Arte

Los estudios sobre la evolución de la participación laboral son de amplia trayectoria, encontrándose como un problema de investigación relevante. Asimismo, la

⁶ Un bien normal se define en función a la elasticidad ingreso de la demanda, si está es positiva implica que un aumento del ingreso aumente el consumo de bienes normales y viceversa.

diferenciación de los comportamientos laborales de los individuos según su género, en particular resaltando las desigualdades entre hombres y mujeres, han ganado presencia en los últimos años en las agendas tanto académicas como políticas y sociales.

En nuestro país uno de los trabajos precursores sobre los determinantes de la participación laboral es el que realizan Mann, Welti y Espinosa (1980) para Argentina, con datos del censo de población y la encuesta permanente de hogares. En esta investigación especifican regresiones lineales *cross-section* para diferentes años cuya variable respuesta es el porcentaje de la población económicamente activa por provincia. Entre las variables explicativas que toman se encuentran el nivel de educación, la edad, cantidad de miembros por hogar, el producto bruto per cápita provincial y otras más de carácter geográfico y demográfico. Más tarde, 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. En esta línea, Cerrutti (2000) estima algunos modelos de participación laboral femenina para el periodo 1991-1995, a través de modelos multinomiales *cross-section*. Toma como variables de control la edad, la relación de parentesco con relación al jefe hogar, el nivel de educación y la edad del niño más joven. Con el mismo fin, Paz (2009) estima modelos lineales de participación laboral *cross-section* para el periodo que va entre 1998 y 2000, con variables de control similares a la del autor anterior y, además, tiene en cuenta la cantidad de niños menores a 5 años y mayores a esa edad. Martinoty (2015) estima modelos de probabilidad lineales de panel con efectos fijos para el periodo 2000-2002 para estimar la PLF de mujeres casadas. Su objetivo de investigación es examinar si el colapso de la convertibilidad en Argentina en enero de 2002 lleva a las esposas a seguir los patrones de la teoría del trabajador añadido. Para ello, incluye como variable explicativa del modelo el salario del jefe de hogar (el marido), una variable *dummy* indicando si el jefe de hogar se encuentra desempleado, y otras variables de control por región del país y por edad, que varían con el tiempo; estas son: tasa de desempleo anual, el salario por hora, el salario relativo por hora con respecto al hombre, número de niños en edad escolar, número de niños en edad de escolaridad obligatoria, número de niños en edad de trabajar pero menor a 18 años, número de integrantes del hogar pertenecientes a la tercera edad e ingresos no laborales como indemnizaciones, ingresos de capital, etc. En todos estos trabajos se encontró evidencia que existe un efecto de

trabajador adicional estadísticamente significativo en el comportamiento de las mujeres en nuestro país.

Recientemente, Busso y Fonseca (2015) continúan las investigaciones de Chioda (2011), realizando un meta-análisis sobre los determinantes de la PLF en América Latina en el periodo 1990-2010. Ellos clasifican los factores en dos tipos, aquellos que dependen de decisiones y/o preferencias de los individuos y las relacionadas a las condiciones macroeconómicas y coyunturales. Dentro del primer grupo se pueden encontrar las decisiones vinculadas a la educación y a la formación de la familia (matrimonio, cantidad de niños, etc.). Dentro del segundo grupo se encuentran los salarios del mercado laboral, el nivel de tecnología del hogar (artefactos del hogar, electricidad, internet) y de la salud (métodos anticonceptivos), factores culturales (religión, discriminación de género) y las políticas públicas (impuestos, transferencias de ingreso condicionadas, servicios de cuidado, licencias de maternidad).

En los últimos años se encuentra bibliografía a nivel regional que utilizan datos agregados a nivel país para estudiar el comportamiento de la oferta de trabajo de las mujeres. En esta línea, se encuentra el estudio de Gasparini et al. (2014) en el cual se realiza una investigación más bien de carácter descriptivo sobre la tasa de participación laboral femenina (PLF) en América Latina, incluyendo a la Argentina, en el periodo 1992-2012. En este estudio encuentra evidencia de una desaceleración significativa en la misma en la década del 2000. Esta desaceleración rompe con un patrón de crecimiento que caracterizó a la región en el siglo pasado. A través de una descomposición de efectos intenta deducir posibles causas que podrían haber conducido a esta desaceleración, entre ellas, se encuentran la posibilidad que la tasa de PLF haya llegado a un techo, determinado por factores culturales como de un incremento de los ingresos tanto laborales (en un contexto de crecimiento económico que caracterizó la región en ese periodo) como de un incremento en los ingresos no laborales, derivados de los beneficios de la asistencia social. Por último, no desestiman que la desaceleración sea temporal. A partir de estos resultados, Serrano (2016) presenta un artículo donde analiza el rol del crecimiento económico en la desaceleración de la participación laboral femenina que se dio en América Latina a partir de este nuevo siglo, a través de modelos para datos de panel con efectos fijos para la PLF por país. Entre las variables explicativas, se incluyen el PBI per cápita, la tasa de desempleo masculina y la cobertura de los programas de transferencias condicionadas. Se encuentra que la PLF

sigue un patrón contracíclico, especialmente en el grupo de mujeres más vulnerables, y que los aumentos en la cobertura de los programas de transferencias condicionadas están asociados a reducciones en la tasa de PLF. Los resultados de estos últimos artículos van en la misma dirección que los encontrados por Busso y Fonseca (2015), quienes estiman modelos bivariados con efectos fijos a nivel país para cuantificar el efecto de cada factor en la evolución de la PLF. Sus resultados sugieren que la tendencia creciente a largo plazo de la misma ha sido impulsada principalmente por la expansión de las tecnologías de la salud y del hogar, y por cambios culturales que se han desarrollado paulatinamente durante un largo período. A su vez, esta tendencia se ha potenciado por factores tales como la mayor educación y la disminución de la fecundidad. Respecto al estancamiento reciente de la PLF, su hipótesis es que el mismo ha sido provocado tanto por las mayores tasas de crecimiento económico experimentado en la región como por la fuerte expansión de los programas de transferencias condicionadas.

3. Metodología

La metodología econométrica utilizada es la de los modelos de elección discreta, ya que 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.

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. El paradigma de elección bajo el Modelo de Utilidad Aleatoria (RUM)⁷ 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, ... R.

⁷ Las siglas provienen de su denominación en inglés: *Random Utility Models*

Más tarde, Mansky (1977), formaliza los modelos estocásticos basados en un proceso de elección discreta que se deriva de la maximización de la utilidad. El supuesto básico de los RUMs 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:

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

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), 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 con la letra griega ε :

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

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:

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

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 ε . 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 ε_i es independiente e idénticamente distribuida (*iid*) *Valor Extremo de Tipo I* (VETI). Cuando se levantan estos supuestos, se derivan 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 se corresponde con VETI, y otra, especificada por el investigador. Siguiendo a Train (2009), el modelo *Logit Mixto* puede expresarse como:

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

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 β :

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

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:

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

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 β_3 .

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. 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 , β un vector de parámetros fijos, μ_i un vector de términos aleatorios.

A partir de los supuestos que se establecen en relación con la variable μ_i , existen dos algoritmos de estimación denominados *Modelo de Efectos Fijos* (FE)⁸ y *Modelo de Efectos Aleatorios* (RE)⁹. 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 β , además de obtener estimaciones poco precisas (Cameron y Trivedi, 2009). En microeconometría aplicada, en general,

⁸ Las siglas provienen de su denominación en Inglés *Fixed Effects*.

⁹ Las siglas provienen de su denominación en Inglés *Random Effects*.

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:

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

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

Siendo $\Lambda(z) = e^z / (1 + e^z)$. Habitualmente, se supone que μ_i se distribuye normal con media 0 y varianza σ_μ^2 (Verbeke y Molenberghs, 2000; Sartori, 2013); por lo que en este modelo deben estimarse los parámetros β y σ_μ .

La componente μ_i , específica para cada persona y constante entre años, es una variable aleatoria no observada que capta la variabilidad entre los individuos. Para reflejar esa variabilidad se estima el parámetro σ_μ^2 , que se suele llamar componente de varianza y puede estimarse por máxima verosimilitud, a través de procedimientos iterativos, como el algoritmo de Newton-Raphson. El Coeficiente de Correlación Intracلسico denotado ICC, cuantifica la importancia de la variabilidad entre personas sobre la variabilidad total.

La chance de que el evento ocurra se denomina Odds y se define como el cociente entre la probabilidad de que el evento ocurra y la probabilidad de que no ocurra. El logaritmo de ese cociente se denomina transformación *logit*:

$$Odds = \frac{\Pr(Y_j = 1 / x_j)}{1 - \Pr(Y_j = 1 / x_j)} = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_{1j} + \beta_2 x_{2j} + \dots + \beta_{p-1} x_{p-1j}) \quad (11)$$

$$logit = \ln \left(\frac{\Pr(y_j = 1 / x_j)}{1 - \Pr(y_j = 1 / x_j)} \right) = \beta_0 + \beta_1 x_{1j} + \beta_2 x_{2j} + \dots + \beta_{p-1} x_{p-1j} \quad (12)$$

Los parámetros de este modelo se estiman a través del método de Máxima Verosimilitud. Las ecuaciones de verosimilitud, obtenidas diferenciando la función de verosimilitud $L(\beta)$ respecto a los parámetros son no lineales. Para encontrar el máximo de esta función no lineal se deben aplicar algoritmos recursivos, tales como el de Newton-Raphson. Dado que 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.

La performance de un modelo logístico no es posible mediarla a través del R^2 convencional dada la naturaleza de la variable respuesta. En la literatura, hay medidas similares, llamadas Pseudo R^2 ; entre ellas, la ratio de verosimilitudes (ρ), que compara la verosimilitud del modelo sin covariables con la obtenida con las p regresoras:

$$\rho = 1 - \frac{L(p)}{L(\beta_0)} \quad (13)$$

4. Datos

La fuente de datos utilizada son series estadísticas construidas a partir de las bases de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) que realiza el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC¹⁰) en el periodo 2017-2018.

La población objetivo de esta investigación son todas las mujeres de aglomerados urbanas entre 18 y 60 años de edad. En la tabla 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 32% son jefas de hogar, la edad media es 46,7 años, y cerca de la mitad tienen un nivel educativo menor al secundario completo (48% de las mujeres). Con respecto a las características del hogar, en promedio, la cantidad de miembros es 4 y, de estos 2 son menores de 18 años.

En línea con la teoría y antecedentes analizados, que sugieren que las mujeres que tienen pareja se comportan de manera diferente a las mujeres que no tienen pareja, se

¹⁰ www.indec.gov.ar

estima un modelo para mujeres casadas, y otro para mujeres solteras, con el fin de encontrar los principales determinantes para grupo poblacional.

Tabla 1: Operacionalización de Variables

| Variable | Categorías |
|--|---|
| <i>Edad</i> | Continua |
| <i>Edad2</i> | Continua |
| <i>Jefe Ocupado</i> | 0. JH No Ocupado 1. JH Ocupado |
| <i>Nivel de Escolaridad</i> | 0. Universitario completo 1. Secundario completo 2. Hasta Sec. incompleto |
| <i>Cantidad de menores 6 años (h6)</i> | continua |
| <i>Cantidad de menores entre 6 y 11 años (hp)</i> | continua |
| <i>Cantidad de menores entre 12 y 17 años (hs)</i> | continua |
| <i>Cantidad de adultos mayores (>65 años) (am)</i> | continua |
| <i>Ingreso No laboral por ayuda social (Gob, Iglesias, etc) (inls)</i> | 0.Hogar sin INL 1.Hogar con INL |
| <i>Desempleo (por región, trimestre y año)</i> | Continua |
| <i>Variación salario real (salario)</i> | Continua |
| <i>Variación PBI trimestral (PBI)</i> | Continua |
| <i>Régimen de tenencia Hogar (tenencia)</i> | 1. propietario 2. alquila 3. otros |
| <i>Región</i> | 0. Gran BA 40 Noroeste 41. Noroeste 42. Nordeste 43. Cuyo 43. pampeana 44. patagónica |
| <i>trimestre</i> | Dummy Indicadora trimestre |
| <i>año</i> | Dummy Indicadora año 2018 |

5. Análisis y Discusión de 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 condición de empleo para las mujeres casadas y otro para las solteras.

La tabla 2 muestra los resultados del modelo especificaciones para las mujeres en pareja y la tabla 3, para mujeres solteras. En primer lugar, si se analiza el modelo especificado sobre mujeres casadas, la varianza de la ordenada al origen aleatoria es significativamente distinta de cero, $\sigma^2_\mu=3.83$, ratificando la heterogeneidad entre los sujetos e indicando que la especificación del modelo es correcta, con un coeficiente de correlación intraclass (ICC) de 0.63. Todos los coeficientes relacionados a las características del individuo y del hogar tienen el signo esperado. Ningún coeficiente de la variable trimestre es significativo, En relación a la variable región, sólo los coeficientes asociados a la región Noroeste y Patagónica son significativos. Las variables relacionadas a la situación macro tampoco resultaron significativas (desempleo, PBI y salario real). En el segundo modelo especificado sobre las mujeres solteras (tabla 3), sus resultados son similares. La varianza de la ordenada al origen aleatoria también es significativamente distinta de cero $\sigma^2_\mu=3.59$ 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. En relación a la variable región, sólo los coeficientes asociados a la región Noroeste, tampoco la variable *Cantidad de menores 6 años*. Las variables macros no resultaron significativas, al igual que el modelo anterior.

Tabla 2: Modelo Mujeres Casadas

| activa | OR | Std. Err. | z | P> z |
|-----------|-----------|-----------|-------|-------|
| año4 | | | | |
| 2018 | 1,352768 | 0,294338 | 1,39 | 0,165 |
| trimestre | | | | |
| 2 | 0,9620091 | 0,1068308 | -0,35 | 0,727 |
| 3 | 0,9633985 | 0,1193896 | -0,30 | 0,763 |
| 4 | 1,042936 | 0,1511695 | 0,29 | 0,772 |
| edad | 1,759198 | 0,115979 | 8,59 | 0,000 |
| edad2 | 0,9929168 | 0,0007583 | -9,31 | 0,000 |
| región | | | | |
| 40 | 0,764985 | 0,2318523 | -0,88 | 0,377 |

| | | | | |
|------------|------------|------------|--------|-------|
| 41 | 0,2104445 | 0,991458 | -3,31 | 0,001 |
| 42 | 0,509648 | 0,2199487 | -1,56 | 0,118 |
| 43 | 0,9625668 | 0,2261817 | -0,16 | 0,871 |
| 44 | 0,4149651 | 0,1528006 | -2,39 | 0,017 |
| | | | | |
| nivel_ed2 | | | | |
| 2 | 0,0970245 | 0,0147485 | -13,35 | 0,000 |
| 3 | 0,0451512 | 0,0074295 | -18,83 | 0,000 |
| | | | | |
| h6 | 0,5546105 | 0,473277 | -6,91 | 0,000 |
| hp | 0,5142583 | 0,042073 | -8,13 | 0,000 |
| hs | 0,85076 | 0,0662723 | -2,07 | 0,038 |
| am | 0,6244605 | 0,1080821 | -2,72 | 0,007 |
| jh_ocupado | 0,6809924 | 0,0789068 | -3,32 | 0,001 |
| inls | 0,04616944 | 0,661629 | -5,03 | 0,000 |
| desempleo | 0,0045878 | 0,0261834 | -0,94 | 0,345 |
| salario | 168,1619 | 555,7114 | 1,55 | 0,121 |
| | | | | |
| tenencia | | | | |
| 2 | 2,453282 | 0,5286362 | 4,16 | 0,000 |
| 3 | 1,464573 | 0,3147731 | 1,78 | 0,076 |
| | | | | |
| pbi | 0,4548429 | 1,314455 | -20,27 | 0,785 |
| _cons | 0,0000201 | 0,00010936 | -1,99 | 0,047 |
| /Insig2u | 2,687234 | 0,541173 | | |
| sigma_u | 3,832882 | 0,1037127 | | |
| rho | 0,817035 | 0,0080899 | | |

LR test of rho=0;chibar2(01) = 5492,94

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EPH

Tabla 3: Modelo PLF Mujeres Solteras

| activo | OR | Std. Err. | z | P> z |
|-----------|-----------|-----------|--------|-------|
| año4 | | | | |
| 2018 | 1,207427 | 0,3848456 | 0,59 | 0,554 |
| trimestre | | | | |
| 2 | 1,220061 | 0,1951433 | 1,24 | 0,214 |
| 3 | 1,056798 | 0,1842132 | 0,32 | 0,751 |
| 4 | 1,128637 | 0,2278137 | 0,60 | 0,549 |
| edad | 2,162139 | 0,1675258 | 9,95 | 0,000 |
| edad2 | 0,9907155 | 0,0009115 | -10,14 | 0,000 |
| región | | | | |
| 40 | 0,6478144 | 0,2817887 | -1 | 0,318 |

| | | | | |
|---|-----------|-----------|--------|-------|
| 41 | 0,1715338 | 0,1154688 | -2,62 | 0,009 |
| 42 | 0,7589539 | 0,4751819 | -0,44 | 0,660 |
| 43 | 0,8187073 | 0,2882002 | -0,57 | 0,570 |
| 44 | 0,6334894 | 0,3421719 | -0,85 | 0,398 |
| | | | | |
| nivel_ed2 | | | | |
| 2 | 0,1819432 | 0,0373586 | -8,3 | 0,000 |
| 3 | 0,0654273 | 0,0153475 | -11,62 | 0,000 |
| | | | | |
| h6 | 0,9164089 | 0,1080841 | -0,74 | 0,459 |
| hp | 0,8283928 | 0,0990545 | -1,57 | 0,115 |
| hs | 0,7805036 | 0,0869035 | -2,23 | 0,026 |
| am | 0,7165392 | 0,1051615 | -2,27 | 0,023 |
| jh_ocupado | 0,4360532 | 0,0965562 | -3,75 | 0,000 |
| inls | 0,5405264 | 0,0755536 | -4,72 | 0,000 |
| desempleo | 256,6706 | 2169,627 | 0,66 | 0,512 |
| salario | 1,129552 | 5,436571 | 0,03 | 0,980 |
| | | | | |
| tenencia | | | | |
| 2 | 3,861233 | 1,244234 | 4,19 | 0,000 |
| 3 | 0,9803769 | 0,2795004 | -0,07 | 0,945 |
| | | | | |
| pbi | 341,295 | 1422,468 | 1,4 | 0,162 |
| _cons | 1,30E-07 | 1,01E-06 | -2,04 | 0,041 |
| /Insig2u | 2,561606 | 0,0734197 | | |
| | | | | |
| sigma_u | 3,599529 | 0,1321382 | | |
| rho | 0,7975027 | 0,0118567 | | |
| <u>LR test of rho=0;chibar2(01) = 2355,90</u> | | | | |

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EPH

Del análisis de los coeficientes *odds ratios* estimados, surge que la chance de participar en la Población Económicamente Activa (PEA) para una determinada mujer cerca de un 90% menor, si se tiene estudios secundarios incompletos con respecto a si tuviera estudios de nivel superior. En el caso de la mujer en pareja, si se tiene niños menores de 6 años o en primaria, su chance de participar en el mercado laboral, disminuye un 50%. Asimismo, si recibe algún ingreso no laboral (básicamente derivado de la asistencia social) la chance estimada de participar en el mercado laboral es un 54% en el caso de las mujeres casadas, y un 46% menos en el caso de las mujeres sin pareja. Otro efecto que surge como determinante en la presencia de adultos mayores en el hogar. En el caso de la mujer en pareja, disminuye un 38% la chance de participar en la PEA y un 30% en el otro caso. Otro punto importante que se destaca, es la presencia de adolescentes

(niños entre 12 y 17años) en el hogar de mujeres sin pareja; en este caso, la chance participar en el mercado laboral cae un 22%.

Jerarquizando el efecto de los factores que desincentivan la participación laboral femenina en la de acuerdo a su importancia (tabla 4), en primer y segundo lugar, por lejos, se encuentra el nivel educativo; este factor es determinante en la decisión de participar o no en el mercado laboral. En tercer lugar, para el caso de las mujeres en pareja, la tenencia de niños pequeños (en jardín o primaria); y recibir algún tipo de ingreso no laboral derivado de la asistencia social dentro del grupo de mujeres solteras/divorciadas/viudas. Este determinante, aparece en 4to lugar en el caso de mujeres casadas/unidas. A continuación, le sigue en ambos grupos la presencia de adultos mayores para el caso de las mujeres solteras. Por último, la presencia de un jefe de hogar ocupado varón (mujeres en pareja) y niños en edad de asistir a la educación media, para el caso de mujeres solteras. Este último efecto se podría asociar con el hecho de que los chicos que están en esa edad, muchos de ellos abandonan el colegio para trabajar y ayudar con los ingresos monetarios en el hogar (Pinto, 2020; Cardini y D'Alessandre, 2019).

Tabla 4: Factores de riesgo que disminuyen la PLF

| Casadas/unidas | Solteras/divorciadas/viudas |
|---|-------------------------------|
| 1° Nivel Educativo <Secundario completo | Nivel Educativo <Secundario |
| 2° Nivel Educativo < Superior | 1° completo |
| 3° Niños en jardín/primaria | 2° Nivel Educativo < Superior |
| 4° Ingresos no Laboral | 3° Ingresos no Laboral |
| 5° Adultos mayores | 4° Adultos mayores |
| 6° Jefe de hogar varón ocupado | 5° Niños en secundaria |

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EPH

7. Conclusiones

El propósito de este artículo es avanzar en el conocimiento empírico sobre los determinantes de la participación laboral de las mujeres en el siglo XXI. 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 la EPH realizada por INDEC.

En suma, se evidencia que las decisiones de participación laboral de las mujeres son sensibles respecto al nivel de estudios, a la presencia de niños, niñas y adolescentes en el hogar, como adultos mayores, y a los beneficios derivados de la política asistencial.

A pesar de que las mujeres han incrementado su nivel educativo del siglo pasado al actual, la educación sigue siendo la principal variable que explica el estancamiento de la PLF tanto en mujeres casadas/unidas como solteras/viuda/divorciada. Según los datos del último censo, un 54% de las mujeres mayores a 25 años, no tienen el nivel secundario completo a pesar de ser obligatorio según la Ley Nacional de Educación N° 26.206. Según datos de la Dirección de Estadísticas e Información en Salud (2018), 5 de cada 10 madres de nacidos vivos, no tienen el nivel secundario completo. Las estadísticas educativas del Ministerio de educación de la Nación indican que la tasa de egreso a nivel nacional es del 54%, este dato también encubre, que a partir de la obligatoriedad surgen nuevos problemas como adecuación de la población estudiantil a la infraestructura educativa y el presupuesto asignado, sumado a los problemas sociales estructurales que poseen los alumnos a la hora de transitar este trayecto educativo, entre otros. Estos datos son preocupantes si además se tienen en cuenta los resultados de la última prueba aprender en el secundario, realizada en el año 2019. Sus estadísticas indican que solo el 28,6% alcanzó los niveles de aprobación satisfactorio y avanzado en matemáticas, el resto tuvo problemas para resolver los ejercicios e incluso el 42,8% se mostró por debajo del nivel básico, datos que no pueden escindirse de la cuestión socio económica que afecta tanto a los estudiantes, docentes, directivos, etc.

En síntesis, de estos resultados, se derivan las siguientes preocupaciones:

- Dada la centralidad de la educación en función de la oferta de trabajo, es necesario analizar los trayectos educativos dentro del nivel secundario, estudiando en profundidad las variables que influyen las tasas de deserción, desde cuestiones de infraestructura escolar hasta condiciones socio económicas de los estudiantes, docentes y directivos.
- Resulta una necesidad implementar programas que promuevan un sistema de corresponsabilidad social y que fomenten una distribución más equitativa entre mujeres y varones del trabajo vinculado a la crianza, el cuidado y a las tareas domésticas. Esta necesidad se vuelve aún más acuciante en los hogares de menor nivel socioeconómico, que cuentan con menos recursos para afrontar el cuidado.

- Es importante mejorar la infraestructura de cuidado tanto de niños, niñas y adolescentes como de personas de la tercera edad.
- Es preciso articular los programas de asistencia social con políticas laborales activas, dirigida específicamente a esta población (femenina), que funcionen como un puente hacia la inserción laboral.

Una línea futura de investigación que se deriva de este trabajo es profundizar exclusivamente en las trayectorias educativas de las mujeres en el siglo XXI y los perfiles laborales de la mujer actual; programas de inclusión en el nivel superior de educación, el rol de home office y las nuevas tecnologías en la inserción laboral de la mujer.

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.
- Bracco, J., Gasparini, L. y Tornarolli, L. (2018). Explorando los cambios de la pobreza en Argentina: 2003-2015. LII Jornadas de la Asociación Argentina de Economía Política.
- 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. (2005). *Microeconometrics Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics using Stata*. Texas: Stata Press.
- Cardini, A. y D'Alessandre, V. (2019). Transformar la Educación Secundaria. Metas Estratégicas para Transformar Argentina. Buenos Aires: Centro de implementación de políticas públicas para la equidad y el crecimiento (CIPPEC).

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.

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.

Garcia, F. y Diaz, 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., 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., Bracco, J., Falcone, G., y Galeano, L. (2018). Incidencia distributiva de la AUH. En UNICEF (Eds.) *Ánalisis y propuestas de mejoras para ampliar la Asignación Universal por Hijo*, 243-272. Buenos Aires: UNICEF.

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.

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.

Pinto, M. F. (2020). Pobreza y Educación: Desafíos y Políticas. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Centro de implementación de políticas públicas para la equidad y el crecimiento (CIPPEC).

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 trasnferencias 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.