
El Impacto Distributivo de los Cambios en las Decisiones de Fertilidad

Gran Buenos Aires, 1980-2000 #

*Mariana Marchionni**
UNLP

*Leonardo Gasparini***
UNLP y FIEL

Resumen

Durante las últimas dos décadas las decisiones de fertilidad han variado significativamente y de manera no uniforme a lo largo de la distribución del ingreso. En este trabajo se estudian los efectos de estos cambios demográficos sobre dos dimensiones de la distribución del ingreso – la pobreza y la desigualdad – mediante la aplicación de técnicas de descomposiciones microeconómicas. Específicamente, se simula la distribución del ingreso familiar equivalente que surgiría si la población en el año t tomara las decisiones de fertilidad como en el año t' . Los resultados indican que estos factores demográficos dan cuenta de una proporción no despreciable del cambio en la pobreza entre 1980 y 1992, y de la desigualdad entre 1980 y 2000.

Clasificación JEL: C25, D31, I32, J13

Palabras claves: demografía, fertilidad, distribución del ingreso, pobreza, desigualdad, Argentina, Gran Buenos Aires, descomposiciones

1. Introducción

La Argentina ha experimentado significativos cambios demográficos en las últimas dos décadas.ⁱ Algunos de estos cambios no han sido uniformes a lo largo de la distribución del ingreso. En particular, la brecha en el número de hijos entre los estratos superiores e inferiores de la distribución del ingreso se ha ensanchado sensiblemente. Mientras que el número promedio de hijos menores de 16 años en los hogares del quintil más pobre de la distribución del ingreso familiar equivalente creció de 2.6 a 2.8 entre 1980 y 2000, ese promedio cayó de 1.3 a 0.8 en los hogares del quintil de mayores ingresos.ⁱⁱ

Estos cambios demográficos pueden tener un sensible impacto distributivo. *Caeteris paribus*, un aumento en el número de hijos de las familias pobres y de aquellas marginalmente por encima de la línea de la pobreza incrementa el nivel y grado de la pobreza. Por su parte, un cambio diferencial en las decisiones de fertilidad entre estratos de ingreso, como el señalado en el párrafo anterior, puede incrementar el nivel de desigualdad.ⁱⁱⁱ

El objetivo de este trabajo es evaluar en qué medida los cambios en las decisiones reproductivas contribuyeron al aumento registrado en la pobreza y la desigualdad durante las últimas dos décadas en el Gran Buenos Aires (Capital Federal y Conurbano Bonaerense). Con ese fin se aplica la metodología de microsimulaciones sugerida por Bourguignon, Ferreira y Lustig (1998). El aporte metodológico del presente artículo consiste en incorporar un tratamiento más riguroso de las decisiones de fertilidad y su impacto sobre la distribución del ingreso en la literatura de microsimulaciones.

La estimación de los parámetros que gobiernan las decisiones de fertilidad y las respuestas en términos de participación laboral a cambios en el tamaño de las familias, constituyen el insumo básico para llevar a cabo las microsimulaciones. Usando esos parámetros puede generarse una distribución contrafáctica de ingresos, que es la que habría existido en el año t si las decisiones de fertilidad y los consecuentes ajustes en la participación laboral se hubieran regido por los parámetros estimados para el año t' .

La especificación adoptada en este trabajo supone que el número de hijos sigue un proceso de Poisson, y sus parámetros se estiman consistentemente usando el modelo de regresión de Poisson. En cuanto a los ingresos laborales horarios y las horas trabajadas, se supone que se determinan simultáneamente en un modelo de equilibrio del mercado laboral. Para la estimación de los parámetros de este modelo se usa una estrategia consistente: la ecuación de ingresos se estima por el método de Heckman máximo verosímil y la de horas trabajadas por el método Tobit.

Con los parámetros así estimados se procede con las simulaciones. Sobre la distribución de ingresos simulada en el año t usando parámetros del año t' se computan distintos indicadores de pobreza y desigualdad y se los compara con los indicadores observados para el año t . La diferencia entre ambos conjuntos de indicadores es señal del impacto distributivo de los cambios en las decisiones de fertilidad.

Los resultados de aplicar esta metodología a datos de la Encuesta Permanente de Hogares del Gran Buenos Aires sugieren que durante la década del ochenta el aumento en el número de hijos de las familias de ingresos bajos y medios-bajos incrementó en una magnitud no despreciable la pobreza y la desigualdad. Este efecto operó fundamentalmente de manera directa, a través del aumento en el número de miembros del hogar, y en menor medida de

manera indirecta, a través de la reducción de las horas trabajadas de miembros adultos como consecuencia del mayor número de hijos en el hogar. Durante los noventa el tamaño de las familias cayó moderadamente y de forma aproximadamente uniforme entre estratos de ingreso, lo que generó un efecto ligeramente reductor de la pobreza, sin alterar significativamente la desigualdad. Finalmente, la relación negativa entre las horas trabajadas por el cónyuge del hogar y el número de hijos se fue debilitando con el tiempo, lo cual parece haber contribuido a una reducción de la pobreza y la desigualdad.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se discuten los canales de influencia de las características demográficas sobre la distribución del ingreso y se presenta evidencia preliminar. En la sección 3 se describe la metodología de descomposiciones microeconómicas y en la 4 la estrategia de estimación. Los resultados se presentan y analizan en la sección 5, mientras que en la sección 6 se desarrollan las conclusiones.

2. Fertilidad y distribución del ingreso: vínculos y evidencia preliminar

Tanto la distribución del ingreso como la estructura demográfica se han modificado sensiblemente en el Gran Buenos Aires (GBA) en las últimas dos décadas.^{iv} En esta sección se presenta evidencia sobre ambos fenómenos y se discuten brevemente las posibles vinculaciones.

Sea D_t la distribución del ingreso familiar equivalente (y) entre los N individuos de una economía en el momento t

$$(1) \quad D_t = \{y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Nt}\}$$

con

$$(2) \quad y_{it} = \frac{Y_{ht}}{A_{ht}} \quad \forall i \in h \text{ en } t$$

donde Y_h denota el ingreso total de la familia h y A_h el total de adultos equivalentes en ese hogar.^v

Las figuras 1 y 2 muestran la evolución de dos dimensiones –la pobreza y la desigualdad - de la distribución del ingreso familiar equivalente en el Aglomerado Gran Buenos Aires entre 1980 y 2000. La información proviene de la onda de octubre de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), relevada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). Las figuras reflejan fenómenos conocidos: tanto la pobreza como la desigualdad han aumentado sensiblemente en el GBA durante las dos últimas décadas.^{vi}

El ingreso familiar equivalente del individuo i , utilizado como *proxy* de su nivel de bienestar, se determina en el hogar del cual es miembro, y es afectado por las decisiones de fertilidad en ese hogar. El aumento en el número de hijos incrementa el denominador en (2) y por ende, manteniendo constante el resto, reduce el ingreso equivalente de todos los miembros del hogar.^{vii} Adicionalmente, el número de hijos influye sobre las decisiones de participación de algunos miembros del hogar, típicamente de las madres, modificando las horas trabajadas o la probabilidad de ser económicamente activas, lo cual afecta el numerador de (2).

Los patrones de fertilidad no son homogéneos por grupos de ingreso. El llamado *problema de la población* hace referencia esencialmente al mayor número de hijos en las familias pobres.^{viii} Este fenómeno está reflejado en los cuadros 1 a 4, que muestran el número promedio de hijos menores de 16 años para aquellos hogares con jefes entre 25 y 45 años clasificados según el ingreso familiar equivalente, el ingreso total de la pareja, el ingreso laboral horario del jefe y el nivel educativo del jefe. Estos cuadros sugieren no sólo que las familias más carenciadas (en términos de ingresos, salarios y nivel educativo) tienden a tener más hijos, sino que la brecha en el patrón de comportamiento reproductivo entre estratos sociales se ha ensanchado sensiblemente en las últimas dos décadas. Este ensanchamiento fue acelerado entre 1980 y 1992 cuando la fertilidad de los estratos bajos y medios aumentó y la de los estratos altos se redujo, y más moderado entre 1992 y 2000 cuando la tasa de fertilidad de toda la población se redujo, aunque a tasas menores en las familias más carenciadas.

La evidencia presentada hasta el momento indica que en las últimas décadas el Gran Buenos Aires experimentó cambios significativos en la distribución del ingreso y en las decisiones de fertilidad. ¿Existe algún vínculo entre ambos fenómenos? Naturalmente, esta es una pregunta difícil de contestar tanto teórica como empíricamente. Las decisiones de fertilidad y las decisiones laborales que determinan los ingresos posiblemente se determinan simultáneamente, por lo que únicamente la estimación de un modelo de equilibrio general puede echar luz sobre el vínculo profundo entre esos fenómenos.

Este artículo sigue un camino más modesto. La pregunta que intenta responder es cuáles habrían sido los cambios distributivos entre dos momentos del tiempo si sólo el comportamiento reproductivo hubiera cambiado en ese período. En particular, manteniendo el resto constante, se analiza el impacto que el cambio en los parámetros que guían la decisión sobre el número de hijos puede haber tenido en la distribución del ingreso familiar equivalente por dos vías: el cambio en el número de adultos equivalentes de cada familia y el cambio en las decisiones laborales del jefe de hogar y su cónyuge.

Este ejercicio debe ser interpretado de la siguiente manera. Si los cambios observados en los patrones de fertilidad son el resultado de cambios en parámetros que sólo afectan esa decisión, entonces el ejercicio provee una estimación del impacto distributivo del cambio en esos parámetros. Por el contrario, si los cambios observados en el comportamiento reproductivo son el resultado de cambios en parámetros que afectan tanto a la fertilidad como a otras variables determinantes del ingreso equivalente (ej. la conformación familiar, las decisiones educativas y laborales, etc.), entonces el ejercicio debe interpretarse como indicativo del signo y magnitud del efecto que tales cambios en los parámetros tienen sobre la distribución del ingreso únicamente a través del canal demográfico. En este último caso es necesario tener presente que ese impacto distributivo puede ser reforzado o contrarrestado a través de otros canales que el ejercicio ignora.

Un nuevo hijo, en principio, incrementa el denominador de (2). Sin embargo, cuando este hijo crece puede aportar al numerador de (2) al incorporarse a la fuerza laboral y compartir sus ingresos con el resto de la familia.^{ix} De hecho, la decisión de tener un hijo puede estar afectada por las perspectivas de ese aporte a los ingresos familiares. Idealmente, para incorporar estas consideraciones el análisis debería centrarse en el impacto de las decisiones reproductivas sobre la distribución del ingreso permanente, en lugar del ingreso corriente. Desafortunadamente, no sólo se enfrentan dificultades analíticas y conceptuales para ese tipo de análisis, sino fundamentalmente informativas: casi todas las encuestas de hogares, entre ellas la EPH, sólo relevan el ingreso corriente de las personas.

3. Descomposiciones microeconómicas

En esta sección se detalla la metodología de descomposiciones microeconómicas (o microsimulaciones) bosquejada en la sección anterior. Esta metodología, iniciada por Blinder (1973) y Oaxaca (1973) para estudiar diferencias en las medias de dos distribuciones, fue ampliada por Juhn, Murphy y Pierce (1993) para considerar diferencias en toda la distribución, no necesariamente en las medias. Más recientemente, Bourguignon, Ferreira y Lustig (1998) generalizaron el enfoque, permitiendo su aplicación a formas funcionales diversas, no necesariamente lineales.^x Gasparini, Marchionni y Sosa Escudero (GMS) (2002) aplican una variante de esta metodología al caso argentino.^{xi} El presente trabajo utiliza el marco de GMS, extendiéndolo para considerar las decisiones de fertilidad y su impacto sobre la pobreza y la desigualdad. El aporte metodológico de este artículo es incorporar una modelización más cuidadosa de las decisiones reproductivas y su impacto distributivo en la literatura de microsimulaciones, donde estas decisiones eran o bien ignoradas, o tratadas marginalmente.^{xii}

De acuerdo a la ecuación (2), el ingreso familiar equivalente del individuo i en el momento t (y_{it}) es el cociente entre el ingreso total familiar del hogar y el número de integrantes (en adultos equivalentes). El ingreso total familiar Y_{ht} es la suma de los ingresos laborales y no laborales – (supraíndices L y NL respectivamente).

$$(3) \quad Y_{ht} = \sum_{\forall j \in h} (Y_{jt}^L + Y_{jt}^{NL})$$

Se asume que los ingresos no laborales están dados exógenamente. El ingreso laboral es el producto del ingreso laboral horario (w) por el número de horas trabajadas (L).

$$(4) \quad Y_{it}^L = w_{it} \cdot L_{it}$$

Tanto w como L dependen de características observables (X_{it}) y no observables (ε_{it}) para el analista, y de los vectores de parámetros β_t y λ_t que determinan la forma en que las características observables afectan a los ingresos horarios y a las horas trabajadas, respectivamente. De esta forma, el ingreso laboral del individuo i puede representarse por la ecuación (5).

$$(5) \quad Y_{it}^L = Y(X_{it}, \varepsilon_{it}; \beta_t, \lambda_t)$$

El tamaño de la familia (en adultos equivalentes) es determinado por ciertas características observables del hogar (Z_{ht}), ciertas características inobservables (e_{ht}) y el vector de parámetros η_t que describe las decisiones de fertilidad. Formalmente,

$$(6) \quad A_{ht} = A(Z_{ht}, e_{ht}; \eta_t)$$

Combinando (2), (3), (5) y (6) se obtiene

$$(7) \quad y_{it} = F(\{X_{jt}\}_{j \in h}, Z_{ht}, \{\varepsilon_{jt}\}_{j \in h}, e_{ht}, \{Y_{jt}^{NL}\}_{j \in h}; \beta_t, \lambda_t, \eta_t) \quad \forall i \in h \text{ en } t$$

donde X y Z pueden tener variables en común. Cambiando todos o algunos de los argumentos de la ecuación (7) es posible simular ingresos. Por ejemplo, la ecuación (8) representa el

ingreso equivalente que un individuo del hogar h habría tenido en el momento t si los parámetros que determinan las decisiones de fertilidad (η) hubieran sido los del momento t' y todo lo demás quedara fijo en sus valores al momento t .

$$(8) \quad y_{it}(\eta_{t'}) = F\left(\{X_{jt}\}_{j \in h}, Z_{ht}, \{\epsilon_{jt}\}_{j \in h}, e_{ht}, \{Y_{jt}^{NL}\}_{j \in h}; \beta_t, \lambda_t, \eta_{t'}\right) \quad \forall i \in h \text{ en } t$$

La distribución entre individuos del ingreso familiar equivalente simulado a través de este ejercicio (distribución simulada) viene dada por la ecuación (9).

$$(9) \quad D_t(\eta_{t'}) = \{y_{1t}(\eta_{t'}), \dots, y_{Nt}(\eta_{t'})\}$$

El objetivo del ejercicio propuesto es comparar las distribuciones (1) y (9) en función de algún indicador distributivo (ej. pobreza o desigualdad)

$$(10) \quad I(D_t(\eta_{t'})) - I(D_t)$$

donde $I(D_t)$ es un indicador de alguna dimensión de la distribución D_t . Supongamos que $I(\cdot)$ representa la tasa de incidencia de la pobreza. En ese caso la diferencia entre la pobreza simulada y la real se interpreta como la contribución de un cambio de los parámetros η entre t y t' al verdadero cambio observado en la pobreza entre esos dos momentos. Esta diferencia (y la correspondiente al medir desigualdad) será referida como *efecto tamaño-directo*. Este efecto capta el impacto distributivo de las consecuencias que el cambio en las decisiones reproductivas tiene sobre el ingreso familiar equivalente a través de la vía más directa: la modificación del denominador en (2).

Naturalmente, cambios en η pueden repercutir también en el numerador de (2). Específicamente, las horas trabajadas por un individuo pueden depender del número de hijos en el hogar.^{xiii} Formalmente, puede considerarse que las horas trabajadas vienen dadas por

$$(11) \quad L_{it} = l(X_{Lit}^{-H}, H_{it}, \epsilon_{it}^L; \lambda_t^{-H}, \lambda_t^H)$$

donde X_L incluye sólo las variables de X en la ecuación (5) que determinan las horas trabajadas y no necesariamente el ingreso horario, H es el número de hijos del individuo i que viven en el hogar y el supraíndice $-H$ indica que el vector excluye la variable H (en el caso de X) o el coeficiente λ^H asociado con la misma (en el caso de λ). ϵ^L son características inobservables que contribuyen a la determinación de las horas trabajadas. Reemplazando (11) en (7) se tiene que el ingreso familiar equivalente del individuo i (y, por supuesto, de los demás individuos que integran su hogar) puede escribirse como

$$(12) \quad y_{it} = F\left(\{X_{jt}^{-H}, H_{jt}\}_{j \in h}, Z_{ht}, \{\epsilon_{jt}\}_{j \in h}, e_{ht}, \{Y_{jt}^{NL}\}_{j \in h}; \beta_t, \lambda_t^{-H}, \lambda_t^H, \eta_t\right) \quad \forall i \in h \text{ en } t$$

La ecuación (13) representa el ingreso equivalente que un individuo del hogar h habría tenido en el momento t si las decisiones de participación en el mercado laboral hubieran cambiado en respuesta al número simulado de hijos usando los parámetros de fertilidad en t' , manteniendo todo lo demás fijo en sus valores al momento t , inclusive el número de adultos equivalentes del hogar.

$$(13) \quad y_{it}(H_{it'}) = F\left(\left\{X_{jt}^{-H}, H_{jt'}\right\}_{j \in h}, Z_{ht}, \left\{\varepsilon_{jt}\right\}_{j \in h}, e_{ht}, \left\{Y_{jt}^{NL}\right\}_{j \in h}; \beta_t, \lambda_t^{-H}, \lambda_t^H, \eta_t\right) \quad \forall i \in h \text{ en } t$$

Con esta simulación puede calcularse el impacto distributivo del cambio en las horas trabajadas en respuesta al cambio en el número de hijos entre los años t y t' , manteniendo el resto fijo en sus valores al momento t , incluido el tamaño familiar en el denominador de la ecuación de ingresos equivalentes. Este efecto será referido como *efecto tamaño-horas*.

Se realiza una tercera descomposición, que surge de computar la diferencia entre la distribución observada en t y la simulada para ese año si los ingresos se determinaran según la ecuación (14), donde se reemplaza λ^H en t por su valor en t' .

$$(14) \quad y_{it}(\lambda_t^H) = F\left(\left\{X_{jt}^{-H}, H_{jt}\right\}_{j \in h}, Z_{ht}, \left\{\varepsilon_{jt}\right\}_{j \in h}, e_{ht}, \left\{Y_{jt}^{NL}\right\}_{j \in h}; \beta_t, \lambda_t^{-H}, \lambda_t^H, \eta_t\right) \quad \forall i \in h$$

El parámetro λ^H mide el efecto de un cambio en el número de hijos sobre las horas trabajadas por un individuo. Nótese que a diferencia de los dos efectos anteriores, los cambios en λ^H no reflejan cambios de corte netamente demográfico, sino más bien cambios en la forma de tomar decisiones laborales en función de variables demográficas, o en la forma como el mercado laboral reacciona frente a individuos con ciertas características demográficas. El impacto distributivo de estos cambios en los parámetros de la ecuación de horas trabajadas es denominado *efecto parámetros-horas*.

A partir de estas tres descomposiciones se computan dos efectos acumulativos. El *efecto tamaño-total* acumula los efectos *tamaño-directo* y *tamaño-horas*, agregando el impacto sobre la distribución del ingreso del cambio en los parámetros que guían la decisión de fertilidad. El *efecto total* incluye adicionalmente al *efecto parámetros-horas*. Resumiendo,

- (i) *Efecto tamaño-directo*: cambios en el tamaño familiar con ingreso familiar constante.
- (ii) *Efecto tamaño-horas*: las horas trabajadas responden al cambio simulado en el número de hijos pero se mantiene constante el número de adultos equivalentes del hogar.
- (iii) *Efecto parámetros-horas*: cambia el coeficiente del número de hijos en la ecuación de horas trabajadas (λ^H).
- (iv) *Efecto tamaño-total*: (i)+(ii)
- (v) *Efecto total*: (i)+(ii)+(iii)

4. Estrategia de estimación

Para realizar las simulaciones descritas en la sección anterior es necesario estimar modelos de fertilidad y de ingresos laborales. En esta sección se detalla la metodología para estimar los parámetros que guían la decisión sobre el número de hijos, la decisión de participación en el mercado laboral y la determinación de los salarios horarios.

Decisiones de fertilidad

Según la teoría económica las decisiones de fertilidad surgen de un proceso de optimización de los padres mediante el cual evalúan los beneficios de tener hijos contra los costos de oportunidad asociados a su crianza. La evaluación de estos beneficios y costos depende de ciertas características propias del hogar y de cada uno de los cónyuges. Las decisiones de fertilidad, entonces, pueden ser representadas por la ecuación (15).

$$(15) \quad H_h = H(Z_h, e_h; \eta)$$

donde, igual que antes, H es el número de hijos, Z es un vector de características observables del hogar y e incluye todas las características del hogar no observables para el analista pero que influyen sobre el comportamiento reproductivo de esa familia.

Para la estimación de este modelo se supone que

$$(16) \quad H_h \sim \text{Poisson}(\mu_h) \quad \text{con } \mu_h = E(H_h | Z_h) = \exp(Z_h \eta)$$

De esta forma,

$$(17) \quad \text{Prob}(H_h = H_0) = \frac{\exp(-Z_h \eta)(Z_h \eta)^{H_0}}{H_0!} \quad \text{para } H_0 = 0, 1, 2, \dots$$

Este es el modelo de regresión de Poisson, a partir del cual es posible estimar consistentemente los parámetros η por el método de máxima verosimilitud. Puede demostrarse que la propiedad de consistencia de los estimadores máximo verosímiles de η se mantiene siempre que la verdadera distribución sea cualquiera de la familia de lineales exponenciales (a la que pertenece la distribución de Poisson) y que la media condicional en (16) esté correctamente especificada.^{xiv} Los estimadores máximo verosímiles de η (que por simplicidad también son denotados por η), se utilizan para las simulaciones descritas en la sección 3.

El número de hijos del hogar h en el año t simulado usando los parámetros estimados para el año t' viene dado por

$$(18) \quad H_{ht}(\eta_{t'}) = F_{t'|Z_{ht}}^{-1} \circ F_{t|Z_{ht}}(H_{ht})$$

donde $F_{t|Z_{ht}}(\cdot)$ es la función que da el ranking relativo de su argumento en la distribución del año t condicional en las características observables Z_{ht} . En este caso $F_{t|Z_{ht}}(\cdot)$ es la función de probabilidad acumulada de una variable con distribución Poisson con parámetro $\exp(Z_h \eta_t)$. De esta manera, se obtiene para cada hogar en el año t , el número simulado de hijos usando los parámetros que gobernaban el comportamiento reproductivo en el año t' .

El mecanismo (18) resulta apropiado para simular hijos cuando se considera la relevancia de los inobservables en la determinación de las decisiones de fertilidad. Dos hogares con las mismas características observables Z que tienen un número de hijos diferente, claramente difieren en sus características inobservables e , aunque la predicción del número esperado de hijos para ambos hogares sería la misma e igual a $\exp(Z \eta)$. Como el objetivo es simular cambios en el número de hijos como consecuencia únicamente de cambios en los parámetros η , es necesario mantener fijos los factores inobservables. Con ese fin, se caracteriza a cada hogar según el cuantil que ocupa en la distribución de hijos del año t . Si el número de hijos del hogar h en el momento t lo ubica en el cuantil q_h , entonces $F_{t|Z_{ht}}(H_{ht}) = q_h$. El número simulado de hijos para el hogar h usando los parámetros del momento t' es aquél que lo ubicaría en el cuantil q_h pero de la distribución de hijos con parámetros $\eta_{t'}$.^{xv}

Dada la definición de ingreso familiar equivalente, es necesario transformar el número de hijos en adultos equivalentes, lo cual idealmente implica considerar su estructura etárea y de género.

Dada la dificultad en incluir estas dimensiones en el análisis, se optó por aplicar un ajuste sencillo. Específicamente, se transforma proporcionalmente al número de hijos simulado multiplicándolo por el cociente entre el número de adultos equivalentes que representan los hijos y el número de hijos del hogar h en el año t .^{xvi} El supuesto implícito detrás de este ajuste es que si bien el número de hijos cambia al realizar la simulación, su estructura etárea y de género se mantiene igual a la de los hijos observados en el momento t .

Una vez simulado el número de hijos en adultos equivalentes, se construye el ingreso equivalente del individuo i del hogar h en el año t , simulado mediante los parámetros de fertilidad del año t . Para su cálculo se emplea la ecuación (19).

$$(19) \quad y_{it}(\eta_{t'}) = \frac{Y_{ht}}{A_{ht} - HA_{ht} + HA_{ht}(\eta_{t'})} \quad \forall i \in h \text{ en } t$$

donde en el denominador, al número total de adultos equivalentes del hogar en el año t , se le resta el número de adultos equivalentes representados por los hijos que realmente hay en esa familia en el momento t (HA_{ht}) y se le suma el número simulado ($HA_{ht}(\eta_{t'})$) con el procedimiento antes descrito. El ingreso equivalente simulado por (19), que es la forma explícita que adopta la ecuación (8), se utiliza en el cálculo del efecto *tamaño-directo*.

Decisiones laborales

Para computar los efectos *tamaño-horas* y *parámetros-horas* es necesario estimar los parámetros λ de la ecuación de horas trabajadas (11), para lo que se adopta la misma especificación y estrategia que en GMS. El ingreso laboral del individuo i en el momento t es el producto de su salario horario (w) y de las horas trabajadas (L) -ver ecuación (4). Ambas variables se determinan a partir del siguiente modelo que describe, en su forma reducida, el equilibrio en el mercado laboral.

$$(20) \quad \ln w_{it}^* = X_{1it} \beta_t + \varepsilon_{it}^W$$

$$(21) \quad L_{it}^* = X_{2it} \lambda_t^{-H} + H_{it} \lambda_t^H + \varepsilon_{it}^L$$

$$\text{con } w_{it} = w_{it}^* \quad \text{y} \quad L_{it} = L_{it}^* \quad \text{si} \quad L_{it}^* > 0$$

$$w_{it} = 0 \quad \text{y} \quad L_{it} = 0 \quad \text{si} \quad L_{it}^* \leq 0$$

$$(\varepsilon_{it}^W, \varepsilon_{it}^L) \sim N(0, 0, \sigma_W^2, \sigma_L^2, \rho)$$

donde w_{it}^* y L_{it}^* son variables latentes, no observables. Siguiendo a GMS, esta especificación corresponde a un *Tobit Type III* según la clasificación de Amemiya (1985). Es posible estimar consistentemente los parámetros del modelo (20)-(21) de la siguiente forma:^{xvii} (i) estimar (20) por el método de Heckman máximo verosímil, usando una versión censurada de (21) como ecuación de selección, donde en lugar de las horas trabajadas se usa un indicador que sólo diferencia individuos que trabajan de los que no, y (ii) estimar (21) por el método Tobit. De esta forma se obtienen estimaciones de los parámetros λ^{-H} y λ^H de la ecuación de horas trabajadas, necesarios para realizar las simulaciones para el cómputo de los efectos *tamaño-horas* y *parámetros-horas*.

Del modelo (20)-(21) también se obtienen estimaciones de los errores para los individuos que trabajan (ε^W y ε^L , que se interpretan como el efecto conjunto de los inobservables sobre el ingreso horario y las horas trabajadas, respectivamente), y de σ_W^2 , σ_L^2 y ρ . Para calcular los efectos *tamaño-horas* y *parámetros-horas* es necesario simular las horas trabajadas de todos los individuos, para lo que se requieren estimaciones de los coeficientes λ y de los errores ε^L de la ecuación (21). Para los individuos que en t no trabajan, las horas trabajadas observadas son nulas, por lo que no se cuenta para ellos con estimaciones del término de error. Usando el mismo procedimiento que GMS se simulan para estos individuos los inobservables ε^W y ε^L muestreando aleatoriamente pares de errores de la distribución implícita en el modelo (20)-(21), consistentes con la decisión de participación observada en t .

Los parámetros β estimados de la ecuación (20) y la estimación de ε^W obtenida por el procedimiento anterior se usan para imputar los ingresos horarios de los individuos que no trabajaban en t pero que al emplear los parámetros de t' tienen horas trabajadas simuladas positivas.

5. Resultados

En esta sección se presentan los resultados de aplicar la metodología descrita en las dos secciones anteriores con el fin de evaluar el posible vínculo entre cambios en las decisiones de fertilidad y distribución del ingreso.

La estimación del modelo de fertilidad de la ecuación (17) se realiza separadamente para los hogares completos (organizados alrededor de un jefe y su cónyuge) e incompletos o monoparentales (el jefe del hogar no tiene cónyuge). En ambos casos la variable dependiente se define como el número de hijos menores de 16 años. En un intento de reflejar lo mejor posible las verdaderas decisiones de fertilidad la muestra se limita a los hogares con jefe mayor de 25 años y menor de 45. Los cuadros 5 y 6 reportan los resultados de la estimación de los modelos de fertilidad para los años 1980, 1986, 1992, 1998 y 2000 en el GBA. Es interesante notar el incremento en el tiempo del valor absoluto de los coeficientes de las *dummies* que indican nivel educativo superior completo de los padres. Este incremento es indicio del ensanchamiento en las brechas de fertilidad entre estratos de ingreso.

Las ecuaciones de ingresos horarios (20) y de horas trabajadas (21) se estiman para jefes y cónyuges en forma separada. Por simplicidad, se supone que las decisiones de participación de los cónyuges dependen del ingreso de los jefes, pero las de éstos son independientes de los ingresos o participación de los primeros.^{xviii} Ambas ecuaciones de horas trabajadas incluyen como variable independiente al número de hijos menores de 16 años. Se supone que las decisiones de participación de los demás miembros del hogar no dependen del número de hijos del jefe. En los cuadros 7 y 8 se reportan las estimaciones del modelo de ingresos horarios para jefes y cónyuges, respectivamente, mientras que en los cuadros 9 y 10 se presentan los resultados de las estimaciones de los modelos de horas trabajadas. Hay dos fenómenos que resulta particularmente interesante notar y que se desprenden de los cuadros 9 y 10. El primero, es que las madres son las que ajustan su participación laboral como respuesta a un cambio en el número de hijos. El número de hijos sólo es significativo en la ecuación de horas de los jefes cuando interactúa con un indicador de madre (variable *mujerh16*), mientras que en la ecuación para cónyuges, que son prácticamente todas mujeres, es significativo por sí sólo. El segundo fenómeno tiene que ver con la magnitud de la respuesta de las horas trabajadas de las madres ante un aumento en el número de hijos. El vínculo entre las decisiones de horas trabajadas de los cónyuges y la presencia de hijos menores de 16 años en el hogar se ha

debilitado considerablemente entre 1986 y 2000, mientras que para las madres jefas de hogar se ha fortalecido desde 1980.

Con la estimación de estos parámetros es posible implementar la metodología descrita en la sección 3. El impacto de los cambios demográficos es evaluado sobre dos dimensiones de la distribución del ingreso: la pobreza y la desigualdad. La pobreza se mide mediante el indicador FGT (Foster, Greer y Thorbecke, 1984) con tres parámetros alternativos: 0, 1 y 2. En el primer caso el FGT coincide con la tasa de incidencia de la pobreza, en el segundo con el indicador de brecha de la pobreza y en el tercero con la llamada "profundidad" de la pobreza. En todos los ejercicios se utiliza la línea oficial de la pobreza computada por el INDEC. Para captar desigualdad se utilizan varios indicadores alternativos usuales en la literatura.^{xix} Todos los indicadores de pobreza y desigualdad se calculan sobre la distribución entre individuos del ingreso familiar equivalente.

El cuadro 11 muestra los resultados de las microsimulaciones para el GBA en el período 1980-2000 en términos de la tasa de incidencia de la pobreza. El cuadro se lee de la manera siguiente. Entre 1980 y 1986 en el GBA la tasa de incidencia de la pobreza creció 4.74 puntos porcentuales en la submuestra de hogares con jefe entre 25 y 45 años con respuestas completas y consistentes de salarios y horas trabajadas. El promedio del efecto *tamaño-directo* cambiando el año base entre 1980 y 1986 es 1.35.^{xx} A grandes rasgos, esto implica que si sólo los parámetros que guían las decisiones de fertilidad hubieran cambiado entre 1980 y 1986, y si el consiguiente cambio en el número de hijos sólo hubiera modificado el denominador de (2) no afectando los ingresos totales familiares, entonces la tasa de pobreza se habría incrementado en 1.35 puntos porcentuales en el período. El impacto del cambio en las decisiones de fertilidad a través de la modificación de las decisiones de participación laboral (efecto *tamaño-horas*) también tiene signo positivo, aunque su valor promedio es muy cercano a cero.^{xxi} Algo superior resulta ser el efecto *parámetros-horas*: el cambio en los parámetros que vinculan las decisiones de horas trabajadas con el número de hijos menores dan cuenta, entre 1980 y 1986, de un aumento en la tasa de incidencia de la pobreza de medio punto porcentual. El efecto *tamaño-total*, que resume los efectos que operan a través del cambio en el número de hijos, tiene un valor de 1.40, lo cual representa un 30% del cambio observado en la pobreza en el período, mientras que el efecto *total* (que incluye el efecto *parámetros-horas*) da cuenta de un 40% del cambio real.

A lo largo de las últimas dos décadas la pobreza creció en la submuestra analizada en más de 23 puntos. Este notable incremento fue alimentado por múltiples factores económicos y sociales. Los factores demográficos no parecen haber sido ajenos a este proceso. El ejercicio muestra que el incremento en el tamaño familiar de los hogares cercanos a la línea de la pobreza puede dar cuenta, por sí sólo, de alrededor de 3 de los 23 puntos de incremento de la tasa de pobreza entre 1980 y 2000. Este impacto del cambio en las decisiones de fertilidad se dio esencialmente en el período 1980-1992 y perdió fuerza en los noventa. Mientras que el efecto *tamaño-directo* da cuenta de casi el 30% del incremento de la pobreza entre 1980 y 1986, ese valor cae al 8% entre 1986 y 1992 y al 3% entre 1992 y 2000.

El efecto *tamaño-horas* ha sido positivo hasta 1992 y negativo en el resto del período analizado, aunque los valores estimados son menores comparados con los del efecto *tamaño-directo*, y posiblemente no significativos. Los valores son en general mayores, en valor absoluto, para el efecto *parámetros-horas*. Este efecto resulta desde 1986 reductor de la pobreza.

En los cuadros 12 y 13 se reportan los resultados de computar la brecha de la pobreza -el FGT(1)- y la profundidad de la misma -el FGT(2). Los resultados cualitativos son aproximadamente semejantes a los del cuadro 11.

El impacto del cambio en las decisiones demográficas sobre la desigualdad es resumido en el cuadro 14 donde se reportan cambios en el coeficiente de Gini. El efecto *tamaño-directo* resulta positivo durante todo el período, aunque su relevancia difiere marcadamente entre subperíodos. Mientras que entre 1980 y 1992 este efecto representa casi el 40% del cambio observado en el Gini, entre 1992 y 2000 representa sólo un 4%. Los efectos *tamaño-horas* y *parámetros-horas* resultan menores, particularmente en los ochenta.

Una interpretación plausible de los resultados presentados es la siguiente. Durante los ochenta el número de hijos aumentó en las familias de ingresos bajos y medios-bajos y se redujo en el resto. Este fenómeno incrementó tanto el número de pobres como el grado de severidad de la pobreza, y generó un aumento en la desigualdad. Los resultados sugieren que estos efectos, si bien no han sido los dominantes, dan cuenta de una no insignificante fracción del incremento en la pobreza y la desigualdad experimentado entre 1980 y 1992. El mayor número de hijos en familias de ingresos bajos y medios-bajos puede haber conducido a algunas madres a dejar el trabajo o trabajar menos horas. Este efecto, sin embargo, parece haber sido menor: su impacto sobre la pobreza y la desigualdad resulta en general muy bajo.

Durante los noventa el tamaño de las familias pobres y cercanas a la línea de la pobreza de la submuestra analizada cayó moderadamente en el GBA (salvo entre 1998 y 2000), lo cual generó un efecto reductor de la pobreza. Dado que la caída en el tamaño familiar fue generalizada a través de los estratos de ingresos, la desigualdad no se vio mayormente alterada. La reducción en el número de hijos puede haber alentado esencialmente a algunas madres a trabajar, lo cual implicó una caída en la pobreza. El efecto, sin embargo, no parece haber sido cuantitativamente relevante ni sobre la pobreza ni sobre la desigualdad.

A partir de mediados de los ochenta la relación negativa entre el número de hijos y la decisión de participación laboral de los cónyuges se fue debilitando gradualmente. La salida al mercado laboral de madres con hijos, que años antes hubieran permanecido inactivas, naturalmente puede afectar la distribución. Los resultados de los cuadros 11 a 14 indican que este movimiento hacia el mercado laboral redujo la pobreza y la desigualdad, aunque nuevamente el impacto parece haber sido cuantitativamente menor.

6. Comentarios finales

A lo largo de las últimas dos décadas, la pobreza y la desigualdad aumentaron fuertemente en la Argentina. Al mismo tiempo, operaron profundas transformaciones demográficas en el seno de las familias. Este trabajo estudia empíricamente la relación entre los cambios en las decisiones de fertilidad (y en las decisiones laborales ligadas al número de hijos) y los cambios en la distribución del ingreso familiar equivalente.

El trabajo concluye que si bien los fenómenos demográficos no parecen ocupar un lugar central en la explicación de los cambios distributivos ocurridos en la Argentina, han contribuido de manera no despreciable en esas transformaciones distributivas. El incremento del tamaño familiar en hogares de ingresos bajos y medios-bajos contribuyó de manera significativa al aumento de la pobreza y la desigualdad en los ochenta. La reversión de esta tendencia en los noventa tuvo un efecto reductor de la pobreza. El debilitamiento en la conexión entre horas

trabajadas y número de hijos para las mujeres cónyuges tuvo en el período analizado un efecto reductor de la pobreza y la desigualdad.

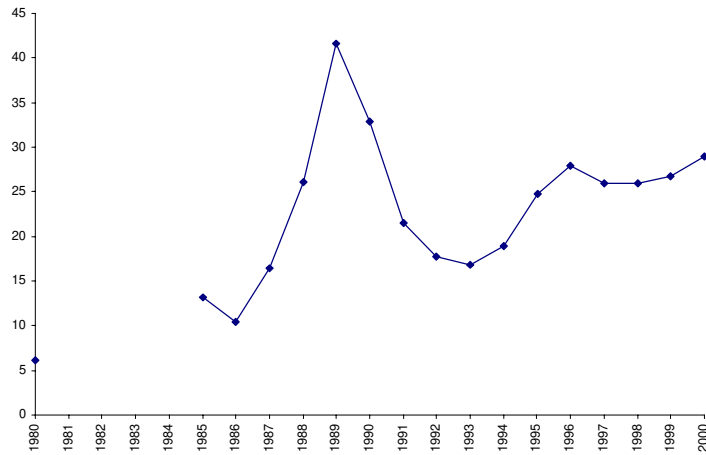
La investigación futura debería tener como uno de sus objetivos mejorar este modelo (aquí se usó un modelo de fertilidad independiente del de determinación de participación laboral e ingresos) permitiendo, entre otras cosas, la determinación conjunta de la fertilidad y la situación de empleo. También la aproximación econométrica requiere mayor investigación. Estos modelos se caracterizan por tener muy poco “ajuste”, producto en gran medida de la inobservabilidad de características cruciales. Especificaciones alternativas podrían contribuir a reducir los efectos de este problema. Por último, en otra línea complementaria, está el análisis de otra cuestión demográfica de vital relevancia en el análisis de pobreza y distribución del ingreso: cuestiones relativas a los patrones de conformación de hogares o *matching* entre parejas.

Referencias

- Altimir, O., Beccaria, L. y González Rozada, M. (2000). La evolución de la distribución del ingreso familiar en la Argentina. *Serie de Estudios en Finanzas Públicas* 3, La Plata.
- Amemiya, T. (1985). *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.
- Anand, S. y Morduch, J. (1999). Poverty and the population problem. En De Santis y Livi-Bacci (eds.) *Population and Poverty in the Developing World*, Oxford University Press.
- Blinder, A. (1973). Wage discrimination: reduced form and structural estimate. *The Journal of Human Resources* VIII (4), 436-453.
- Blundell, R. y MaCurdy, T. (1999). Labor supply: a review of alternative approaches. En Ashenfelter and Card (eds.) *Handbok of Labor Economics*. North Holland, vol. 3A, cap. 27.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. y Lustig, N. (1998). The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America. World Bank Research Proposal. World Bank.
- Bourguignon, F., Ferreira, F. y Lustig, N. (eds.) (2002). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics*. En prensa.
- Bourguignon, F., Fournier, M. y Gurgand, M. (2001). Fast development with a stable income distribution: Taiwan, 1979-94. *Review of Income and Wealth* 47 (2), 139-163.
- Cameron, A. C. y Trivedi, P. K. (1998). *Regression Analysis of Count Data*. Cambridge University Press.
- Ferreira, F. y Leite, P. (2002). Educational Expansion and Income Distribution. A Micro-Simulation for Ceará. Mimeo.

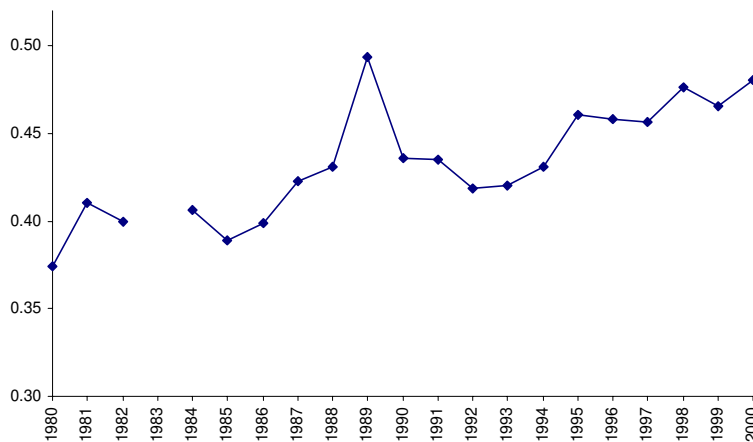
- Foster, J, Greer, J. y Thorbecke, E. (1984). A class of decomposable poverty measures. *Econometrica* 52.
- Gasparini, L. (2002). Perfil demográfico de pobres y nuevos pobres. En *Características demográficas y pobreza en la Argentina*. Red para la Reducción de la Pobreza y la Protección Social, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Gasparini, L., Marchionni, M. y W. Sosa Escudero (2001). *La Distribución del Ingreso en la Argentina. Perspectivas y Efectos sobre el Bienestar*. Premio Fulvio Salvador Pagani 2001, Fundación Arcor.
- Gasparini, L., Marchionni, M. y W. Sosa Escudero (2002). Characterization of inequality changes through microeconomic decompositions. The case of Greater Buenos Aires. En Bourguignon, Ferreira y Lustig (eds.). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics*. En prensa.
- Hamdan, M. A.. (1975). Correlation between the numbers of two types of children when the family size distribution is zero-truncated negative binomial. *Biometrics*. 31, pp. 765-766.
- Juhn, C., Murphy, K. y Pierce, B. (1993). Wage inequality and the rise in returns to skill. *Journal of Political Economy* 101, June.
- Killingsworth, M. y Heckman, J. (1986). Female labor supply: a survey. En Ashenfelter and Layard (eds.) *Handbok of Labor Economics*. North Holland, vol. 1, cap. 2
- Llach, J. y Montoya, S. (1999). En pos de la equidad. La pobreza y la distribución del ingreso en el área Metropolitana del Buenos Aires: diagnóstico y alternativas de política. IERAL, Buenos Aires.
- Marchionni, M. (2002). Perfil demográfico de la Argentina. En *Características demográficas y pobreza en la Argentina*. Red para la Reducción de la Pobreza y la Protección Social, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Menéndez, A. y González Rozada, M. (2001). Unemployment and inequality. Mimeo.
- Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor market. *International Economic Review* 14 (3), 693-709.
- Rao, B. R., Mazumdar, S., Waller, J., y Li, C.C. (1973). Correlation between the numbers of two types of children in a family. *Biometrics* 29, pp. 271-279.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.

Figura 1
Tasa de incidencia de la pobreza
Distribución del ingreso familiar equivalente
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1980-2000



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Figura 2
Coefficiente de Gini
Distribución del ingreso familiar equivalente
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1980-2000



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

Cuadro 1
Promedio de hijos menores de 16 años en la muestra
Por quintiles de hogares de la distribución del ingreso familiar equivalente

Quintiles	1980	1986	1992	1998	2000
1	2.62	2.79	2.91	2.94	2.79
2	2.05	2.12	2.25	1.85	1.97
3	1.57	1.68	1.86	1.48	1.54
4	1.21	1.41	1.31	1.03	1.01
5	1.26	1.08	0.90	0.71	0.76
Total	1.74	1.82	1.85	1.60	1.61

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

La muestra incluye hogares con jefes entre 25 y 45 años.

Cuadro 2
Promedio de hijos menores de 16 años
Por quintiles de hogares de la distribución
*del ingreso total de los cónyuges**

Quintiles	1980	1986	1992	1998	2000
1	1.74	1.93	2.07	2.07	1.92
2	1.69	1.81	2.15	1.79	1.89
3	1.91	1.94	1.89	1.55	1.60
4	1.74	1.74	1.69	1.40	1.42
5	1.63	1.65	1.44	1.20	1.23
Total	1.74	1.82	1.85	1.60	1.61

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.

La muestra incluye hogares con jefes entre 25 y 45 años.

* En el caso de los hogares monoparentales, es el ingreso total del jefe de hogar.

Cuadro 3
Promedio de hijos menores de 16 años
Por quintiles de hogares de la distribución
del ingreso laboral horario del jefe de hogar

Quintiles	1980	1986	1992	1998	2000
1	1.67	1.89	2.07	2.00	1.81
2	1.87	1.83	2.10	1.80	1.88
3	1.61	1.83	1.82	1.61	1.58
4	1.82	1.75	1.77	1.46	1.59
5	1.74	1.79	1.47	1.15	1.21
Total	1.74	1.82	1.85	1.60	1.61

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.
 La muestra incluye hogares con jefes entre 25 y 45 años.

Cuadro 4
Promedio de hijos menores de 16 años
Por educación del jefe de hogar

Educación del jefe	1980	1986	1992	1998	2000
Primaria incompleta	2.20	2.38	2.84	2.41	2.70
Primaria completa	1.81	1.87	2.08	1.96	2.02
Secundaria incompleta	1.45	1.82	1.94	1.78	1.78
Secundaria completa	1.65	1.68	1.63	1.35	1.38
Superior incompleta	1.46	1.44	1.19	1.02	1.04
Superior completa	1.55	1.44	1.23	0.96	1.01
Total	1.74	1.81	1.85	1.60	1.61

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la EPH.
 La muestra incluye hogares con jefes entre 25 y 45 años.

Cuadro 5^{xxii}
Estimación de la ecuación de fertilidad para hogares completos
con jefe entre 25 y 45 años
Modelo de Regresión de Poisson.
Variable dependiente: número de hijos menores de 16 años.

	1980	1986	1992	1998	2000
Edadm	0.114 (3.11)**	0.191 (5.39)**	0.146 (3.51)**	0.223 (5.50)**	0.188 (5.22)**
edadm2	-0.002 (3.44)**	-0.003 (5.57)**	-0.002 (3.69)**	-0.003 (5.87)**	-0.003 (5.48)**
Edadp	0.256 (3.85)**	0.151 (2.58)**	0.181 (2.59)**	0.102 (1.45)	0.171 (2.53)*
edadp2	-0.003 (3.66)**	-0.002 (2.44)*	-0.002 (2.53)*	-0.001 (1.20)	-0.002 (2.37)*
Pricm	-0.080 (1.16)	-0.172 (2.50)*	-0.121 (1.38)	-0.107 (1.00)	-0.131 (1.27)
Secim	-0.317 (3.46)**	-0.230 (2.78)**	-0.261 (2.46)*	-0.073 (0.65)	-0.162 (1.45)
Seccm	-0.291 (2.78)**	-0.312 (3.67)**	-0.343 (3.14)**	-0.314 (2.46)*	-0.419 (3.44)**
Supim	-0.224 (1.51)	-0.494 (3.33)**	-0.478 (2.96)**	-0.426 (2.70)**	-0.410 (2.79)**
Supcm	-0.466 (2.56)*	-0.322 (2.54)*	-0.380 (2.72)**	-0.430 (2.85)**	-0.502 (3.71)**
Pricp	-0.132 (1.91)	-0.209 (3.08)**	-0.194 (2.20)*	-0.282 (2.93)**	-0.183 (1.85)
Secip	-0.225 (2.50)*	-0.193 (2.57)*	-0.238 (2.34)*	-0.315 (3.04)**	-0.272 (2.52)*
Seccp	-0.091 (0.80)	-0.223 (2.52)*	-0.301 (2.63)**	-0.464 (3.88)**	-0.395 (3.35)**
Supip	-0.236 (1.75)	-0.288 (2.58)*	-0.480 (3.20)**	-0.565 (3.72)**	-0.422 (2.78)**
Supcp	-0.068 (0.49)	-0.177 (1.49)	-0.382 (2.63)**	-0.481 (3.18)**	-0.391 (2.74)**
Jefamu	0.031 (0.09)	0.021 (0.08)	-0.146 (0.60)	-0.184 (1.26)	-0.479 (2.74)**
Constante	-5.511 (5.16)**	-4.797 (5.06)**	-4.400 (3.85)**	-4.488 (3.87)**	-5.210 (4.71)**
Observac.	834	1042	698	804	810

Valor absoluto de los estadísticos z entre paréntesis.

* significativo a un nivel del 5%; ** significativo a un nivel de 1%

Cuadro 6
Estimación de la ecuación de fertilidad para hogares monoparentales
con jefe entre 25 y 45 años
Modelo de Regresión de Poisson.
Variable dependiente: número de hijos menores de 16 años.

	1980	1986	1992	1998	2000
Edad	0.172 (0.73)	0.380 (1.97)*	0.434 (2.01)*	0.609 (4.03)**	0.554 (3.33)**
edad2	-0.002 (0.74)	-0.005 (1.97)*	-0.007 (2.21)*	-0.009 (4.24)**	-0.008 (3.51)**
Pric	0.086 (0.34)	-0.211 (1.04)	-0.546 (2.44)*	-0.085 (0.44)	-0.845 (3.23)**
Seci	0.007 (0.02)	-0.384 (1.73)	-0.758 (2.48)*	-0.388 (1.94)	-1.255 (4.40)**
Secc	-0.017 (0.05)	-0.881 (3.21)**	-0.854 (3.38)**	-0.945 (3.58)**	-1.441 (4.95)**
Supi	-0.247 (0.52)	-0.719 (2.23)*	-0.959 (2.56)*	-0.989 (3.60)**	-1.879 (5.64)**
Supc	-0.459 (0.73)	-1.366 (3.69)**	-1.276 (4.27)**	-1.402 (5.08)**	-2.059 (6.50)**
Divorc	1.128 (4.19)**	1.066 (3.38)**	0.906 (4.26)**	0.981 (6.02)**	1.090 (6.89)**
Viudo	1.146 (3.76)**	0.890 (5.34)**	1.038 (3.53)**	1.098 (5.34)**	0.853 (3.57)**
Jefamu	1.093 (3.40)**	0.686 (3.40)**	1.370 (4.72)**	1.383 (6.91)**	1.057 (5.55)**
Constante	-4.838 (1.16)	-7.405 (2.14)*	-7.933 (2.05)*	-11.366 (4.25)**	-9.539 (3.22)**
Observac.	148	202	171	292	300

Valor absoluto de los estadísticos z entre paréntesis.

* significativo a un nivel del 5%; ** significativo a un nivel de 1%

Cuadro 7
Estimación de la ecuación de ingresos horarios para jefes de hogar
entre 25 y 45 años
Método de Heckman Máximo Verosímil.
Variable dependiente: logaritmo del ingreso laboral horario.

	1980	1986	1992	1998	2000
Edad	0.053 (1.27)	0.095 (2.53) *	0.056 (1.21)	-0.008 (0.19)	0.063 (1.46)
edad2	-0.001 (1.06)	-0.001 (2.25) *	-0.001 (0.96)	0.000 (0.53)	-0.001 (1.19)
Pric	0.202 (3.90) **	0.149 (2.62) **	0.206 (2.78) **	0.244 (2.90) **	0.029 (0.31)
Seci	0.432 (7.33) **	0.395 (6.93) **	0.317 (3.98) **	0.427 (4.95) **	0.173 (1.78)
Secc	0.797 (11.09) **	0.535 (8.16) **	0.646 (7.99) **	0.770 (8.63) **	0.518 (5.31) **
Supi	0.942 (11.45) **	0.911 (12.62) **	0.990 (10.59) **	0.989 (10.02) **	0.816 (7.67) **
Supc	1.395 (16.34) **	1.234 (16.59) **	1.238 (14.10) **	1.487 (16.03) **	1.259 (12.27) **
Hombre	0.182 (1.82)	0.211 (3.00) **	0.183 (3.02) **	0.183 (3.34) **	0.145 (2.61) **
Constant	7.162 (9.75) **	-1.954 (2.87) **	-0.671 (0.83)	0.301 (0.39)	-0.681 (0.89)
Observac.	982	1244	869	1096	1110
Obs.Cens.	27	51	39	87	95
Log Lik.	-891.31	-1172.06	-823.22	-1153.84	-1179.95
Rho	-0.11	-0.24	0.75	0.46	0.42
LR rho=0	0.78	0.72	0.01	0.05	0.08

Valor absoluto de los estadísticos z entre paréntesis.

* significativo a un nivel del 5%; ** significativo a un nivel de 1%

LR rho=0 indica el p-valor para un test de Razón de Verosimilitud de independencia entre las ecuaciones de salarios y selección.

Cuadro 8
Estimación de la ecuación de ingresos horarios para cónyuges.
Hogares con jefes entre 25 y 45 años.
Método de Heckman Máximo Verosímil.
Variable dependiente: logaritmo del ingreso laboral horario.

	1980	1986	1992	1998	2000
Edad	0.126 (2.76) **	0.033 (0.83)	-0.008 (0.19)	0.074 (1.99) *	0.074 (1.73)
edad2	-0.002 (2.56) *	-0.000 (0.71)	0.000 (0.34)	-0.001 (1.73)	-0.001 (1.73)
Pric	-0.053 (0.45)	0.076 (0.68)	-0.238 (1.65)	0.235 (1.38)	-0.254 (1.07)
Seci	0.114 (0.85)	0.234 (1.73)	-0.085 (0.55)	0.401 (2.42) *	-0.210 (0.87)
Secc	0.683 (5.42) **	0.539 (4.73) **	0.268 (1.78)	0.662 (3.92) **	0.122 (0.49)
Supi	0.964 (5.79) **	0.722 (4.70) **	0.532 (2.96) **	0.811 (4.27) **	0.585 (2.23) *
Supc	1.470 (7.74) **	1.023 (7.10) **	0.579 (3.35) **	1.250 (6.54) **	0.991 (3.56) **
Hombre	0.629 (1.80)	-0.043 (0.15)	0.310 (1.53)	0.448 (2.91) **	0.178 (1.09)
Constant	5.631 (6.81) **	-0.771 (1.14)	0.948 (1.22)	-0.999 (1.48)	-0.518 (0.66)
Observac.	834	1042	698	804	810
Obs.Cens.	605	716	432	488	493
Log Lik.	-620.70	-868.98	-612.54	-725.71	-741.41
Rho	0.53	0.27	0.16	0.31	0.27
LR rho=0	0.03	0.24	0.43	0.18	0.24

Valor absoluto de los estadísticos z entre paréntesis.

* significativo a un nivel del 5%; ** significativo a un nivel de 1% LR rho=0 indica el p-valor para un test de Razón de Verosimilitud de independencia entre las ecuaciones de salarios y selección.

Cuadro 9
Estimación de la ecuación de horas trabajadas para jefes de hogar
entre 25 y 45 años.
Método Tobit.
Variable dependiente: horas trabajadas

	1980	1986	1992	1998	2000
Edad	-0.790 (0.62)	1.558 (1.37)	1.191 (0.81)	1.827 (1.15)	1.653 (1.08)
edad2	0.011 (0.63)	-0.022 (1.35)	-0.020 (0.95)	-0.028 (1.26)	-0.026 (1.21)
Pric	1.220 (0.79)	3.241 (1.98)*	2.865 (1.24)	9.074 (3.05)**	12.525 (4.02)**
Seci	0.091 (0.05)	0.139 (0.08)	5.578 (2.22)*	8.429 (2.75)**	16.164 (5.02)**
Secc	0.306 (0.14)	3.272 (1.69)	2.611 (1.02)	9.210 (2.88)**	14.032 (4.28)**
Supi	-0.924 (0.35)	1.724 (0.73)	4.259 (1.36)	8.515 (2.28)*	15.651 (4.11)**
Supc	-6.072 (2.38)*	-0.731 (0.35)	4.179 (1.49)	11.086 (3.35)**	18.573 (5.47)**
Hombre	17.487 (5.36)**	7.499 (3.00)**	7.195 (2.32)*	9.639 (3.48)**	9.881 (3.81)**
Casado	-0.790 (0.33)	-5.713 (4.11)**	1.118 (0.45)	2.750 (1.26)	6.542 (3.15)**
hijos16	0.240 (0.51)	0.192 (0.48)	0.479 (0.91)	0.967 (1.65)	0.825 (1.50)
mujerh16	-1.938 (1.30)	-4.228 (3.11)**	-4.231 (3.53)**	-5.524 (4.72)**	-6.059 (4.62)**
Concurre	-3.745 (0.84)	-9.688 (2.83)**	-12.808 (3.27)**	-11.212 (2.84)**	-6.028 (1.67)
Constante	47.578 (2.14)*	15.029 (0.75)	20.852 (0.81)	-1.217 (0.04)	-7.751 (0.29)
Observac.	982	1244	869	1096	1110

Valor absoluto de los estadísticos t entre paréntesis.

* significativo a un nivel del 5%; ** significativo a un nivel de 1%

Cuadro 10
Estimación de la ecuación de horas trabajadas para cónyuges.
Hogares con jefe entre 25 y 45 años.
Método Tobit.
Variable dependiente: horas trabajadas.

	1980	1986	1992	1998	2000
Edad	5.625 (2.35) *	3.052 (1.42)	4.906 (2.32) *	0.188 (0.10)	2.597 (1.54)
edad2	-0.071 (2.06) *	-0.034 (1.11)	-0.057 (1.92)	0.004 (0.16)	-0.030 (1.28)
Pric	-11.258 (1.83)	-10.838 (1.92)	1.471 (0.21)	-9.314 (1.22)	15.300 (1.65)
Seci	-2.770 (0.37)	-15.286 (2.31) *	3.870 (0.50)	1.037 (0.13)	27.153 (2.90) **
Secc	11.483 (1.49)	-2.448 (0.40)	14.573 (1.92)	6.796 (0.86)	35.447 (3.68) **
Supi	36.847 (3.19) **	13.352 (1.44)	19.457 (1.92)	9.416 (0.98)	38.990 (3.70) **
Supc	56.118 (4.92) **	27.132 (3.40) **	36.891 (4.25) **	37.534 (4.40) **	61.484 (6.11) **
Hombre	73.822 (3.22) **	49.921 (2.69) **	48.813 (3.94) **	45.247 (6.09) **	46.776 (6.04) **
hijos16	-8.772 (4.72) **	-11.189 (7.46) **	-8.452 (5.78) **	-6.319 (4.61) **	-5.774 (3.93) **
Concurre	-22.819 (1.23)	-7.944 (0.57)	6.354 (0.45)	8.022 (0.88)	-3.468 (0.43)
Iij	-0.000 (3.82) **	-0.008 (1.92)	-0.015 (4.25) **	-0.004 (1.72)	-0.007 (2.84) **
Constant	-104.657 (2.59) **	-52.614 (1.48)	-88.321 (2.41) *	-12.098 (0.38)	-79.120 (2.65) **
Observations	834	1042	698	804	810

Valor absoluto de los estadísticos t entre paréntesis.

* significativo a un nivel del 5%; ** significativo a un nivel de 1%

Cuadro 11
Cambios en la tasa de incidencia –FGT(0)- real y simulada
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1980-2000

Cambios en la tasa de incidencia real y simulada							
Efectos	1980-1986	1986-1992	1992-1998	1998-2000	1980-1992	1992-2000	1980-2000
real	4.74	6.90	12.63	-0.90	11.65	11.73	23.38
tamaño-directo	1.35	0.58	-1.25	0.89	2.91	0.32	3.02
tamaño-horas	0.07	0.11	-0.19	-0.01	0.35	-0.03	0.00
parámetros-horas	0.47	-0.61	-0.89	0.00	-0.22	-0.61	-0.77
tamaño-total	1.40	0.74	-1.24	0.89	3.51	0.44	3.28
efecto total	1.88	0.07	-2.00	0.89	3.43	-0.04	2.71

Cuadro 12
Cambios en la brecha de la pobreza -FGT(1)- real y simulada
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1980-2000

Cambios en la brecha de la pobreza real y simulada							
Efectos	1980-1986	1986-1992	1992-1998	1998-2000	1980-1992	1992-2000	1980-2000
real	2.33	1.90	7.39	-0.21	4.23	7.18	11.41
tamaño-directo	0.31	0.08	-0.30	0.41	1.00	0.16	1.48
tamaño-horas	0.25	-0.21	-0.02	0.03	0.15	0.03	0.16
parámetros-horas	0.12	0.33	-0.35	-0.02	-0.01	-0.35	-0.13
tamaño-total	0.58	0.34	-0.31	0.44	1.13	0.20	1.65
efecto total	0.28	0.01	-0.64	0.43	1.12	-0.18	1.43

Cuadro 13
Cambios en la profundidad de la pobreza -FGT(2)- real y simulada
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1980-2000

Cambios en la profundidad de la pobreza real y simulada							
Efectos	1980-1986	1986-1992	1992-1998	1998-2000	1980-1992	1992-2000	1980-2000
real	1.47	0.80	4.66	-0.30	2.27	4.36	6.63
tamaño-directo	0.15	0.23	-0.13	0.27	0.42	0.07	0.76
tamaño-horas	0.04	0.06	0.00	0.02	0.10	0.02	0.14
parámetros-horas	0.16	-0.20	-0.21	0.00	0.00	-0.21	-0.02
tamaño-total	0.19	0.29	-0.13	0.29	0.51	0.08	0.89
efecto total	0.33	0.10	-0.33	0.29	0.51	-0.15	0.80

Cuadro 14
Cambios en el coeficiente de Gini real y simulado
Aglomerado Gran Buenos Aires, 1980-2000

Cambios en el gini real y simulado							
Efectos	1980-1986	1986-1992	1992-1998	1998-2000	1980-1992	1992-2000	1980-2000
real	2.52	2.30	5.89	0.65	4.82	6.55	11.37
tamaño-directo	0.73	0.72	0.00	0.23	1.88	0.27	2.13
tamaño-horas	-0.12	0.05	-0.14	0.16	-0.01	0.13	-0.03
parámetros-horas	0.00	-0.08	-0.21	-0.02	0.01	-0.15	-0.22
tamaño-total	0.61	0.76	-0.14	0.40	1.86	0.39	2.10
efecto total	0.79	0.66	-0.22	0.26	1.93	0.13	2.08

Este trabajo surgió a partir del proyecto “Características demográficas y pobreza en la Argentina”, realizado en el marco del Diálogo Regional de Política del Banco Interamericano de Desarrollo. Mariana Marchionni agradece la asistencia del Programa Mecovi-Argentina (IDB/WB/Cepal) en sus tareas de investigación. Agradecemos los comentarios de los participantes del seminario del Departamento de Economía de la Universidad Nacional de La Plata, y en especial las valiosas sugerencias de Walter Sosa Escudero.

* E-mail: mariana@depeco.econo.unlp.edu.ar

** E-mail: leonardo@depeco.econo.unlp.edu.ar

ⁱ Ver Gasparini (2002) y Marchionni (2002) para una documentación de estos cambios.

ⁱⁱ En la sección 2 se brinda más información sobre estas comparaciones.

ⁱⁱⁱ El término “decisiones de fertilidad” se utiliza por comodidad, aunque para este trabajo es irrelevante si la fertilidad ocurre como consecuencia de una decisión racional y libre de la pareja o no.

^{iv} Existe evidencia que sugiere que estos cambios también se manifestaron en el ámbito nacional (Marchionni, 2002; Gasparini *et al.*, 2001). Este trabajo, sin embargo, se restringe al Gran Buenos Aires dada una mayor disponibilidad temporal de información de hogares.

^v Las palabras hogar y familia son utilizadas indistintamente en este trabajo.

^{vi} La información sobre evolución de la distribución del ingreso en el Gran Buenos Aires es abundante. Ver Altimir *et al.* (2000), Gasparini *et al.* (2001) y Llach y Montoya (1999), entre otros.

^{vii} Si bien el ingreso equivalente cae, no está claro cómo es afectado el bienestar de todos los miembros del hogar cuando aumenta el número de hijos. En particular, es probable que la utilidad de quienes tomaron la decisión de fertilidad no caiga. Esta discusión, si bien muy relevante, es de difícil solución y excede el marco de los típicos estudios de distribución del ingreso, al que pertenece este trabajo.

^{viii} Ver Anand y Morduch (1999).

^{ix} Alternativamente puede abandonar el hogar y transferir fondos a sus padres.

^x Ver otras aplicaciones en Bourguignon, Fournier y Gurgand (2001) y Bourguignon, Ferreira y Lustig (eds.) (2002).

^{xi} Altimir *et al.* (2000) y Menéndez y González Rozada (2001) realizan ejercicios con metodologías semejantes aplicados a la Argentina.

^{xii} Una excepción es Ferreira y Leite (2002), quienes incluyen decisiones de fertilidad mediante un modelo logístico multinomial. Estos autores están interesados fundamentalmente en los efectos distributivos de los cambios en la estructura educativa de la población. Estos cambios repercuten en las decisiones de fertilidad, y el cambio en el número de hijos afecta al ingreso equivalente por las vías directa e indirecta que se describen en el presente trabajo.

^{xiii} Este es típicamente el caso de las mujeres (ver Killingsworth y Heckman (1986) y Blundell y MaCurdy (1999) para resúmenes de la evidencia sobre este punto). Se asume que el salario horario no depende del número de hijos.

^{xiv} Un supuesto algo más realista, y que se ha utilizado en la literatura, es que los hijos siguen una distribución binomial negativa (ver por ejemplo, Rao, Mazumdar, Waller y Li (1973), Hamdan (1975), y Wooldridge (2000)). Sin embargo, en el presente trabajo se emplea el modelo de Poisson por dos motivos: 1) como ya se dijo más arriba, los estimadores siguen siendo consistentes y 2) para los hogares completos (que representan, dependiendo del año, entre el 63% y el 82% del total de hogares en la muestra) no puede rechazarse la hipótesis nula que la distribución de hijos por hogar es Poisson versus una Binomial Negativa (tipo NB2) sobre la base de un test de razón de verosimilitud. Para más detalles sobre el modelo de Poisson y el Binomial Negativo, ver Cameron y Trivedi (1998). También se empleó un modelo de decisiones secuenciales donde el jefe (y su cónyuge si lo hubiere) deciden entre tener o no tener hijos, y luego el número de hijos. Los resultados obtenidos no difieren significativamente de los que surgen con la especificación de Poisson.

^{xv} Si bien el supuesto sobre la distribución de los hijos en (16) no es crucial para la consistencia de los estimadores, aquí se hace evidente que no es irrelevante a efectos de la simulación. La distribución binomial negativa tiene mayor varianza que una de Poisson con la misma media. Sin embargo, como se mencionó anteriormente, para la gran mayoría de los hogares (entre un 63% y un 82%) no puede rechazarse la hipótesis nula de equidispersión en la distribución de los hijos.

^{xvi} Para los hogares que no tenían hijos en el año t pero tienen hijos según la simulación, el factor de proporcionalidad utilizado es el cociente entre el número medio de hijos en adultos equivalentes y el número medio de hijos en toda la muestra.

^{xvii} Esta estrategia, si bien consistente, no es eficiente. En relación a este punto caben dos aclaraciones, que oportunamente señalan GMS: (a) esta alternativa es computacionalmente más simple que la aplicación de un procedimiento de información completa y (b) la pérdida de eficiencia no es necesariamente grande para un tamaño de muestra dado.

^{xviii} Esta especificación secuencial es similar a la presente en Bourguignon *et al.* (2001).

^{xix} Por razones de espacio en el trabajo sólo se presentan los resultados para el coeficiente de Gini. Los resultados para otros indicadores de desigualdad son en general semejantes y están disponibles para el lector interesado.

^{xx} Se reporta el promedio ya que las simulaciones no son independientes del año base elegido (*path dependence*). Intuitivamente, esto ocurre porque los mismos cambios en los coeficientes se aplican a dos poblaciones diferentes, con distribuciones distintas de las características observables e inobservables.

^{xxi} Idealmente, se debería practicar un ejercicio de test de hipótesis para determinar la significatividad estadística de cada resultado. Este ejercicio implica varias complicaciones por lo que se deja para una próxima etapa de la investigación.

^{xxii} A continuación se describen las abreviaturas de los nombres de las variables usadas en los cuadros 5 a 10. *edad* y *edad2* son la edad y su cuadrado en años; *pric*, *secc*, *secc*, *supi* y *supc* son dummies que toman el valor 1 si el individuo tiene máximo nivel educativo primario completo, secundario incompleto, secundario completo, superior incompleto y superior completo, respectivamente. Para la ecuación de fertilidad de hogares completos, las variables de edad y categorías educativas se distinguen con la letra “m” o “p” según se trate de la madre o del padre. *jefamu* vale 1 si el hogar tiene jefa mujer; *divorc*, *casado* y *viudo* son indicadores de estado civil (el primero es una abreviatura para divorciado o separado, el segundo agrupa individuos casados o unidos); *hombre* vale 1 para los varones; *hijos16* es el número de hijos menores de 16 años y *mujerh16* es igual a *hijos16* si la jefa es mujer y cero en caso contrario; *concorre* vale 1 para los individuos que reciben actualmente educación formal en cualquier nivel; *ijj* es el ingreso individual total de jefe de hogar.