

La recomposición de pareja en el Uruguay: un estudio a partir de dos encuestas retrospectivas de la década de 2000

*Repartnering in Uruguay: an Analysis from Two Retrospective
Surveys*

Wanda Cabella

*Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales,
Universidad de la República (Uruguay)*

Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar las trayectorias conyugales posruptura femeninas y masculinas con datos retrospectivos a partir de análisis de supervivencia y análisis multivariados. Se pretende responder a las siguientes preguntas: ¿con qué frecuencia y después de cuánto tiempo ocurren las uniones posruptura?; ¿hay diferencias de género en la probabilidad de recomposición?; ¿qué factores inciden sobre la probabilidad de recomponer la vida conyugal? La edad a la ruptura afecta muy especialmente a la recomposición en ambos sexos: pasados los treinta años decrece en forma sustantiva la probabilidad de volver a unirse. Contraintuitivamente, tener hijos no impone barreras a la formación de nuevas uniones. En consecuencia, los resultados no confirman la idea extendida de que los hijos son un obstáculo para iniciar otro vínculo conyugal. Este hallazgo, en combinación con los efectos positivos sobre la recomposición que ejercen tener orientación religiosa y haberse casado legalmente en la unión anterior, sugiere que, tanto entre los hombres como entre las mujeres, la formación de una nueva unión posruptura se vincula particularmente con orientaciones hacia la vida familiar.

Palabras clave: recomposición conyugal, trayectorias posruptura, nupcialidad, Uruguay.

Abstract

The aim of this paper is to analyze women and men repartnering trajectories after a breakdown. The data come from two retrospective surveys conducted in Uruguay during the 2000 decade. The work aims to contribute to answer the following questions: How often and how long after union dissolution or divorce people enter in a new conjugal relationship? Are there gender differences in the likelihood of repartnering? What factors affect the likelihood of entering a new conjugal relationship? Results from survival and multivariate analysis show that the age at breakdown especially affects the probability of repartnering both among men and women. Counter-intuitively, having children does not impose barriers to the formation of a new union. Consequently, these results do not confirm the widespread notion that children are an obstacle to starting a new conjugal relationship. The general result of this study suggests that repartnering is associated with family oriented values.

Key words: repartnering, postdivorce trajectories, nuptiality, Uruguay.

Objetivos

El objetivo de este trabajo es analizar las trayectorias conyugales posruptura femeninas y masculinas. En primer lugar, a partir de análisis de supervivencia, se describen los itinerarios conyugales de las personas que experimentaron una ruptura; luego, se examinan los factores que inciden en la recomposición de la pareja empleando técnicas de análisis multivariado.

Este examen pretende contribuir con evidencia empírica en un terreno inexplorado en el país: ¿con qué frecuencia y después de cuánto tiempo las mujeres y los varones vuelven a formar una unión luego de la ruptura?; ¿hay diferencias de género en la probabilidad de recomposición?; ¿cuáles son los factores que inciden sobre la probabilidad de recomponer la vida conyugal?

Las respuestas a estas preguntas son relevantes en el Uruguay ya que, aunque el nivel de divorcio y de separaciones de uniones consensuales es alto, no existe prácticamente información que permita abordar el estudio de la recomposición conyugal posruptura. Las fuentes estadísticas oficiales recogen exclusivamente información relativa al estado conyugal al momento del relevamiento. No es posible saber, a partir de los datos de censos y encuestas de hogares, cuál es el rango de la unión de la población que vive en pareja y cuál ha sido la trayectoria conyugal de las personas que se declaran solteras. Por otro lado, en la medida en que, en el Uruguay, existe una fuerte asociación entre consensualidad y ruptura de la primera unión (Cabella, 2010; Bucheli y Vigna, 2005), es poco probable que el estado de soltería refleje cabalmente la historia conyugal de sectores cada vez más grandes de la población joven. En consecuencia, se espera que el análisis de los itinerarios conyugales posruptura a partir de información retrospectiva contribuya al conocimiento de un área que no ha sido aún estudiada en el país.¹

6

Año 8
Número 14
Enero/
junio 2014

La relevancia del estudio de las uniones posruptura

El aumento de la sucesión de episodios conyugales concita un progresivo interés en el campo de la sociodemografía. En la medida en que las rupturas ocurren a edades cada vez más tempranas, la probabilidad de que las trayectorias conyugales incluyan más de una unión es un componente del curso de vida más frecuente, al punto que se ha acuñado el término “monogamia en serie” para nombrar el fenómeno.

Desde el punto de vista de la demografía, el interés inicial por la recomposición conyugal estuvo centrado en su impacto sobre la fecundidad; sin embargo, a medida que la perspectiva de las trayectorias de vida fue ganando terreno, las propias reconstituciones comenzaron a ser un objeto de estudio más frecuentado en un contexto de creciente

1 El análisis de la recomposición conyugal involucra a las personas divorciadas y separadas de unión consensual. De forma genérica, se usa el término ruptura para referirse a la disolución de los vínculos legales y de hecho. A pesar de que el término divorcio trata de reservarse para las disoluciones de matrimonios, en algunos pasajes aparece como sinónimo de ruptura a efectos de evitar la repetición excesiva de la palabra ruptura.

movilidad conyugal. La recomposición es una de las transiciones que contribuye a crear escenarios cada vez más complejos de las relaciones familiares y del curso de vida individual, generando un creciente interés por la problemática y las particularidades de las familias ensambladas o reconstituidas. Aun así, todavía es poco abundante la reflexión teórica y el trabajo empírico sobre la recomposición de la pareja. En parte, ello se explica por el mayor interés que ha concitado el estudio de la monoparentalidad. Por tratarse de una de las consecuencias más visibles del aumento del divorcio y por su frecuente asociación con las situaciones de pobreza o mayor vulnerabilidad, el grupo de las personas con hijos, en especial mujeres, que están fuera de unión luego de la ruptura ha captado mayor atención que los procesos de recomposición conyugal.

Si bien no es un fenómeno nuevo, sus causas demográficas difieren sustantivamente respecto del pasado, cuando la mortalidad era la fuerza que dominaba el proceso de reconstitución de la pareja. Como apunta el historiador de la familia André Burguière (1998), “[...] la inestabilidad demográfica de ayer fabricaba tantas familias recompuestas como la inestabilidad sentimental de hoy”. Sin embargo, la ruptura como fenómeno que hoy incide casi exclusivamente en la formación de las familias reconstituidas tiene implicaciones demográficas y sociales diferentes que la recomposición por viudez. En primer lugar, porque ocurre con frecuencia cuando los individuos son aún jóvenes y los hijos pequeños; en segundo lugar, porque, a diferencia de la viudez, no supone la desaparición física de uno de los cónyuges. En términos de las relaciones familiares y de la vida cotidiana de los individuos, ello implica, para los hijos, la eventual multiplicación de sus ámbitos de interacción familiar y su circulación por dos hogares y, para los ex cónyuges, el ejercicio y la negociación de la parentalidad en un nuevo contexto (Moxnes, 1992).

En otro orden de cosas, a pesar de que el proceso que conduce a la recomposición tiene elementos en común con el que lleva a la primera unión, la reconstitución tiene implicaciones teóricas diferentes. Sweeney (1995) señala tres aspectos de esa diferencia. En primer lugar, aduce que el hecho de haber pasado por una unión anterior afecta la valoración del matrimonio o la vida conyugal, de tal manera que el deseo de volver a conformar una pareja dependerá en gran medida de la evaluación de la experiencia previa. En segundo lugar, el fenómeno de la recomposición ocurre con mucho menor frecuencia que la primera unión, que suele ser una transición que experimenta casi toda la población. En tercer lugar, dado que la recomposición ocurre en una etapa más tardía del ciclo de vida, las personas tienen mayores recursos económicos, una carrera laboral más consolidada y una trayectoria y/o un proyecto reproductivo más adelantados. En teoría, estos factores contribuirán a que la decisión de entrar en una nueva unión dependa fuertemente de la experiencia reproductiva y laboral pasada.

Otra razón por la cual el análisis de la formación de uniones posruptura es relevante tiene que ver con los efectos económicos de la separación conyugal. En América Latina no hay estudios que permitan comparar la situación previa con las condiciones económicas posteriores a la ruptura, pero existe evidencia que señala la situación de vulnerabilidad económica de los hogares monoparentales en la gran mayoría de los países de la

región (Arriagada, 2004). En los países que cuentan con información longitudinal, en general se concluye que, en el período inmediato al divorcio, la situación económica de las mujeres y los hijos empeora y la de los varones experimenta una mejoría (Bartfeld, 2000; Bartfeld y Meyer, 2003; Bröckel, 2005; Selzer, 1994; Villeneuve-Gokalp, 1994). La situación favorable para los varones se explica por el hecho de que, mientras que se reduce el número de personas a su cargo, sus ingresos no se modifican luego de la separación, a lo que se suma que hay una gran proporción de padres que o bien no transfiere dinero a su ex hogar, o bien transfiere una proporción pequeña de sus ingresos (Sweeney, 1995). Ya sea porque la separación lleva a empeorar las condiciones de un hogar que ya tenía severas restricciones económicas, o porque contribuye a deteriorar el nivel de bienestar de los hogares que estaban en condiciones aceptables o buenas, el balance económico de la ruptura es sistemáticamente desfavorable para las mujeres.

En consecuencia, la reconstitución ha sido vista como una estrategia femenina para superar situaciones de privación o, al menos, como una forma de recomponer economías de escala. De hecho, varios trabajos han demostrado que la formación de la nueva unión contribuye a mejorar la situación de las mujeres luego de una ruptura (Jansen, Mortelmans y Snoeckx, 2009; Graaf y Kalmijn, 2003), y otros encuentran que la reincidencia aumenta las probabilidades de salir de la pobreza y reduce el período de apremios económicos que sigue habitualmente a la separación (Smock, 1990; Sweeney, 1995).

Finalmente, la evidencia recogida en otros países alega que la estabilidad de las segundas uniones es menor que la de las primeras, en parte por las propias características de quienes reinciden y en parte porque la dinámica de las parejas reconstituidas suele ser más conflictiva que los primeros matrimonios, particularmente si existen hijos (Villeneuve-Gokalp, 1994; White, 1990). De esta manera, si bien la conformación de una nueva pareja puede acarrear una mejora sustantiva en las condiciones económicas de las mujeres que terminaron con una unión anterior, la creación de familias más complejas suele también estar asociada a una vida familiar más conflictiva y, en consecuencia, más inestable (Cherlin y Furstenberg, 1991).

Los factores que inciden en la formación de uniones posruptura: una revisión teórica

El trabajo de Graaf y Kalmijn (2003) constituye uno de los esfuerzos más completos por compendiar las distintas posturas teóricas puestas en juego para explicar las razones que conducen a una nueva unión luego de la ruptura. Estos autores resumen la literatura producida en tres argumentos principales:

1) El argumento de la necesidad: las personas buscan conformar una nueva unión basadas en la necesidad de superar las consecuencias negativas de la ruptura, en particular el deterioro de la situación económica y la falta de compañía adulta cotidiana. Cuanto más imperiosa sea la necesidad de superar esta situación, mayores serán las chances de que las personas traten de establecer una nueva unión conyugal.

2) El argumento del *atractivo* en el mercado matrimonial: la probabilidad de entrar en una nueva unión depende de cuán atractivo/a sea el candidato/a según los cánones que circulan en el mercado matrimonial: a mayor atracción, mayor probabilidad de volver a unirse. En el caso del mercado de las “segundas nupcias”, las personas tienen características demográficas que eventualmente juegan en su contra; esto se da en particular en el caso de las mujeres –por ejemplo, una mayor edad y la existencia de hijos de uniones anteriores.

3) El argumento de la oportunidad: las chances de reincidir dependen de las oportunidades de interactuar con potenciales candidatos: cuantos más ámbitos de interacción tenga la persona para conocer individuos del sexo opuesto, mayores serán sus probabilidades de encontrar a alguien que satisfaga sus expectativas. En lo que respecta a las segundas o posteriores uniones, se considera que el funcionamiento del mercado matrimonial es menos efectivo por la etapa de la vida en la que usualmente se encuentran las personas, etapa en la que ya no participan en los circuitos habituales de interacción –en particular, los centros educativos y los locales de esparcimiento nocturno–. En este sentido, también la responsabilidad por el cuidado de los hijos impone restricciones a la intensidad de la interacción social.

Llama la atención la escasa importancia que se ha dado a la voluntad de las personas de volver a vivir en pareja. En la revisión realizada, no se encontraron trabajos que involucren variables que busquen medir el deseo de los separados y divorciados de conformar una nueva unión. Con mucha frecuencia, se da por sentado que las personas están interesadas en volver a vivir en pareja, por lo que su probabilidad de reincidir refleja su mayor o menor efectividad para cumplir esta meta. Este tipo de visión se aplica particularmente para interpretar la mayor probabilidad de recomposición que se suele observar entre los varones, mientras que se tienen menos en cuenta los efectos de la evaluación de la unión anterior, las actitudes de género y las contradicciones en los beneficios de la vida conyugal para varones y mujeres (Lampard y Peggs, 1999).

Son escasos los trabajos que estudian el proceso de recomposición a partir de encuestas orientadas específicamente a recoger información referente a los ámbitos de interacción de las personas, y menos aún a relevar datos sobre los lugares de encuentro de los cónyuges que se presentan al “mercado de las segundas nupcias”. Respecto del atractivo, tampoco se encontraron trabajos que recojan directamente de los informantes datos sobre las cualidades que hacen que los potenciales candidatos sean mejor evaluados que otros. En su mayoría, los trabajos empíricos revisados giran en torno al argumento de la necesidad y, dado que la investigación sobre el comportamiento masculino posruptura ha recibido menor atención que el de las mujeres, la teoría de la independencia económica femenina domina el análisis de la recomposición conyugal.

Los estudios empíricos han identificado una serie de variables asociadas a la formación de uniones posruptura y distintas posibles explicaciones sobre el sentido de la causalidad observada. Como se señaló respecto de los determinantes de la ruptura, se trata más bien de explicaciones puntuales, en general muy escasamente articuladas con

esquemas teóricos más amplios. En los párrafos que siguen se presenta una reseña de los hallazgos y explicaciones propuestas en la bibliografía revisada sobre la recomposición conyugal. El análisis se organiza en función de tres conjuntos de variables: variables demográficas y de curso de vida, variables socioeconómicas y variables actitudinales.

Factores demográficos y de curso de vida

La edad a la ruptura

La edad a la ruptura es el factor demográfico que presenta mayor consistencia: sin excepciones, los trabajos demuestran que cuanto más tarde ocurre la ruptura más baja es la probabilidad de que las personas entren en una nueva unión (Bracke y Schoors, 2013; Meggiolaro y Ongaro, 2008; Wu y Schimmele, 2005; Sweeney, 1995).

La relación entre edad al término de la unión y reconstitución es la misma para ambos sexos, pero suele observarse que la tasa de recomposición entre los varones depende en mucho menor medida de su edad y de su trayectoria reproductiva que en el caso de las mujeres (Shiono y Sandham Quinn, 1994).

La experiencia reproductiva

El efecto de tener hijos ha recibido considerable atención en el análisis de los determinantes de la recomposición. Los resultados son variados, pero, en general, se encuentra que se asocia negativamente con la recomposición entre las mujeres y no tiene efectos sobre la recomposición masculina (Graaf y Kalmijn, 2003).

Sin embargo, la evidencia no es unánime, y el tipo de información disponible (retrospectiva o de panel) y las variables utilizadas contribuyen a introducir grandes matices: mientras que algunos estudios encuentran que la presencia y el número de hijos, en particular si son pequeños, ejercen efectos negativos (Bernhardt, 2000; Lampard y Peggs, 1999), otros, o bien no detectan una relación estadística entre experiencia reproductiva y recomposición, o bien muestran que las mujeres con niños tienen mayores chances de volver a formar una unión (Schmiege, Richards y Zvonkovic, 2001; Koo, Suchindra y Griffith, 1984).

Cuando se verifica una relación negativa, suele explicarse por la mayor demanda de tiempo y atención que imponen los niños sobre la vida de los adultos, lo que tendría por consecuencia la reducción de la interacción social y, por tanto, menores chances de encontrar un cónyuge adecuado. Asimismo, las mujeres con hijos pueden resultar menos atractivas para los varones, en la medida en que deben competir por tiempo y atención con aquellos. Finalmente, se sostiene que, en la evaluación de los potenciales conflictos que implica la introducción de una nueva figura masculina en el núcleo, las mujeres optan por proteger la relación con sus hijos, los que, por su parte, constituyen una fuente de satisfacción afectiva estable y segura.

Por otro lado, se señala que las mujeres sin hijos son más activas en la búsqueda de un nuevo compañero, justamente porque desean crear un ámbito conyugal en el cual dar comienzo a su vida reproductiva (Lampard y Peggs, 1999). Este mismo tipo

de explicación se aduce cuando se comprueba que las mujeres con un solo hijo tienen mayores chances de reconstituir una unión, en el sentido de que pueden querer aumentar su fecundidad en el contexto de una pareja corresidente.

En los estudios en que se encuentra que las mujeres con más hijos o con hijos en edad escolar tienen mayor probabilidad de recomponer, se argumenta que el incentivo para buscar un nuevo cónyuge es mayor entre las mujeres con hijos pequeños en la medida en que la formación de un nuevo hogar implica mayor seguridad económica y restituye la presencia masculina en la familia. Asimismo, las mujeres con hijos en edad escolar pueden sentir mayor necesidad de un compañero que colabore en la crianza de los niños (Koo, Suchindra y Griffith, 1984).

Factores socioeconómicos

El nivel educativo

La educación como predictor de la recomposición arroja resultados diversos con mayor frecuencia que los factores demográficos reseñados anteriormente. Mientras que varios trabajos reportan que las mujeres con mayor nivel educativo son menos propensas a entrar en unión, otros muestran que la educación no tiene efectos significativos sobre la probabilidad de formar una nueva pareja (Graaf y Kalmijn, 2003; Smock, 1990; Sweeney, 1995). Cuando la educación es incorporada en los modelos como *proxy* de nivel de ingresos, la menor propensión de las mujeres más educadas a formar nuevas uniones se interpreta como expresión de su capacidad de lograr autonomía económica luego de la ruptura.

En el caso de los varones, la mayoría de los trabajos no encuentra diferencias en la probabilidad de recomponer en función del nivel educativo. Y, cuando la relación es significativa, se advierte que los hombres con mayor nivel educativo tienen menores chances de volver a formar una unión. Ello suele explicarse por una menor dependencia doméstica de los varones más educados, a su vez influenciada por orientaciones más individualistas y modernas (Bernhardt, 2000).

La condición laboral

En la medida en que la recomposición es vista con frecuencia como una estrategia para afrontar las dificultades económicas que acarrea la ruptura, esta dimensión es invariablemente considerada en los modelos de explicación de la formación de nuevas parejas.

En lo que respecta al papel del trabajo sobre las chances femeninas de entrar en una nueva unión, la teoría de la independencia económica constituye el esquema explicativo más utilizado en los estudios sobre el tema. Desde esta perspectiva, se plantea que cuanto más consolidada es la posición de la mujer en el mercado de trabajo y cuanto mejores son sus ingresos, menores son sus probabilidades de recomponer su vida conyugal luego de la ruptura. El argumento es que las mujeres con mejores condiciones económicas no necesitan de los ingresos de una nueva pareja. Otros autores, basados en la conocida argumentación de Oppenheimer (1994) para explicar el rezago en la edad a la primera unión entre

las mujeres más educadas y con ocupaciones más prestigiosas, sostienen que las mujeres con mejores desempeños socioeconómicos tienen mayores chances de recomponer pero están en condiciones de tomarse más tiempo para elegir un nuevo cónyuge; es decir, por un lado, serían altamente atractivas en términos de sus recursos, pero, por otro, no estarían urgidas por su situación económica (Bernhardt, 2000; Sweeney, 1995). Además, estar insertas en el mercado de trabajo contribuye a ampliar sus oportunidades de interacción social.

Con respecto al comportamiento conyugal de los varones luego de la ruptura, aquellos activos y con buenos trabajos –y, por ende, con mayores recursos económicos– están en mejores condiciones para encontrar una nueva pareja (Bracke y Schoors, 2013; Skew, Evans y Gray, 2009; Jansen, Mortelmans y Snoeckx, 2009; Graaf y Kalmijn, 2003; Stewart, Manning *et al.*, 2003). Al igual que entre las mujeres, esta relación se potencia con el hecho de que el trabajo es un ámbito para conocer potenciales cónyuges. En hipótesis, cabría esperar que los varones con mayor nivel educativo e insertos en el mercado de trabajo tendrían más oportunidades de entrar en una unión posruptura. En general, los estudios sobre la recomposición masculina confirman esta relación, aunque algunos encuentran también la relación inversa (Graaf y Kalmijn, 2003). Cuando se constata que los hombres con mejores desempeños sociolaborales reconstituyen uniones con menor frecuencia, se argumenta que los hombres más educados suelen tener valores más individualistas y, a la vez, ser menos dependientes domésticamente, ya sea porque su vida conyugal no estuvo caracterizada por una rígida división de roles, o porque tienen capacidad económica para contratar servicio doméstico en el mercado (Graaf y Kalmijn, 2003; Bernhardt, 2000).

Las fuentes de información: dos encuestas biográficas de la década de 2000

En este apartado se presentan las principales características de las encuestas utilizadas para realizar el trabajo empírico.

La encuesta *Reproducción biológica y social de la población uruguaya: una aproximación desde la perspectiva de género y generaciones (EGG)* fue realizada en varios departamentos del país durante los meses de octubre de 2004 a enero de 2005 a una muestra de hogares que tenía al menos una persona entre 15 y 79 años de edad. La muestra incluyó centros poblados de 5,000 habitantes y más. Además de los módulos básicos comunes, constó de dos formularios centrales diferentes: uno fue aplicado a la población entre 15 y 59 años de edad (Formulario A); el otro se aplicó a la población que tenía entre 60 y 79 años (Formulario B). En total se levantaron 6,500 encuestas; 4,859 personas respondieron el formulario correspondiente a la población menor de 60 años. En este formulario se incluyó un módulo orientado a relevar las historias conyugales de varones y mujeres. En este trabajo se utilizará exclusivamente la información del formulario aplicado a las personas entre 15 y 59 años de edad. Se seleccionó solo una persona por hogar en ese tramo de edad, por lo que las historias conyugales no incluyeron parejas corresidentes.

Con respecto a la distribución por sexo, el número de varones encuestados entre 25 y 54 años es 1,046 y el número de mujeres alcanza a 2,132. En términos porcentuales, los varones representan el 32.9% del total de personas encuestadas en ese grupo de edad y las mujeres el 67.1% restante. Aplicando los ponderadores de la EGG., el número de varones comprendidos en esas edades es 1,372 y el de mujeres 1,572.²

La encuesta *Situaciones familiares y desempeños sociales de las mujeres (ESF)* fue conducida en 2001 y relevó información de 1,806 mujeres residentes en la capital y la zona metropolitana en edades comprendidas entre 25 y 54 años.

Si bien el análisis se basa mayormente en la encuesta EGG, se incluyeron algunos datos de la encuesta ESF. Las dos encuestas recogieron información sobre las historias conyugales utilizando formatos de entrevista muy similares. En ambos instrumentos se recolectaron los datos de la pareja actual y los correspondientes a las tres parejas anteriores con las que hubo convivencia mayor a seis meses de duración.

El análisis se concentra en el estudio del proceso de recomposición luego de la *última ruptura* declarada en la historia conyugal. Cabe destacar que, dado que las uniones de tercer rango son un fenómeno muy marginal, la última unión declarada por aquellos que se separaron alguna vez coincide para una importante mayoría con la primera unión. Así, la unión precedente fue el primer episodio conyugal para el 78.5% de las mujeres y para el 72.8% de los varones. En total, 362 varones y 412 mujeres mayores de 24 años experimentaron la ruptura de su última unión. Salvo que se indique lo contrario, en el análisis que sigue se incluirá solamente a aquellos individuos cuya fecha de separación haya ocurrido por lo menos tres años antes a la fecha de realización de la encuesta. La recomposición se define, entonces, como la probabilidad de que un/a encuestado/a de 25 a 59 años esté en una nueva unión, dado que transcurrieron al menos tres años luego de su última ruptura. Tomando en cuenta esta restricción, el número de varones expuesto al riesgo de conformar una nueva unión es de 291 y el de mujeres es de 330.

La frecuencia de la recomposición posruptura según el sexo y otras características sociodemográficas

Más de la mitad de los encuestados volvió a conformar una unión luego de transcurridos tres años a partir del momento de la ruptura: 64% de los varones y 56% de las mujeres que experimentaron la disolución de su último episodio de convivencia. El primer resultado que cabe destacar es que la probabilidad de recomenzar la vida conyugal es relativamente similar entre varones y mujeres; si bien es mayor la proporción de varones que recompuso, la diferencia con respecto a las mujeres es bastante modesta, alcanzando a los 8 puntos porcentuales (Cuadro 1). La moderada diferencia registrada en la probabilidad de recomposición es, a primera vista, contraintuitiva si se consideran las cifras que se manejan

2 Para una descripción más detallada de ambas encuestas y una revisión de los formularios, véase Cabella, 2008.

habitualmente sobre la base de información de corte transversal. A partir de este tipo de información, se reporta sistemáticamente una presencia femenina mucho mayor en la distribución por sexo de la población separada y divorciada. La aparente contradicción entre los datos de corte transversal y los biográficos debe buscarse en la mayor duración de los episodios posconyugales entre las mujeres que entre los varones; esto determina que, en la visión fotográfica, la proporción de mujeres divorciadas o separadas sea desproporcionadamente mayor que la de los varones. La duración de la separación según sexo será tratada con mayor detenimiento cuando se presenten los resultados del análisis de supervivencia.

Cabe preguntarse en qué medida la ausencia de vínculos conyugales implica también la ausencia de lazos amorosos. Los datos del Cuadro 2 amplían la información sobre la gama de posibilidades de vinculación posruptura, incluyéndose las relaciones estables de pareja que no implican coresidencia.

Puede observarse que no existen diferencias entre varones y mujeres respecto de la probabilidad de mantener vínculos no conyugales: en ambos casos es escasa la proporción de personas que mantiene una relación estable sin convivencia, superando apenas el 10% de las personas separadas. La segunda categoría en importancia, luego de una nueva

Cuadro 1
Recomposición de la última unión según sexo (en porcentajes). Uruguay. Año 2004

Recomposición	Sexo		
	Varones	Mujeres	Total
No	36.1	43.9	52.6
Sí	63.9	56.1	47.4
N	291	330	621
Total	100.0	100.0	100.0

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

Cuadro 2
Disolución de la última unión según tipo de vínculo actual y sexo (en porcentajes). Uruguay. Año 2004

Tipo de vínculo	Sexo		
	Varones	Mujeres	Total
Legal	37.5	27.1	32.0
Consensual	26.0	29.0	27.6
Vínculo no conyugal	10.9	11.6	11.3
Sin vínculo	25.6	32.3	29.2
Total	100.0	100.0	100.0

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

unión conyugal, es aquella que refleja la inexistencia de pareja: la cuarta parte de los varones divorciados y casi un tercio de las mujeres declararon no tener vínculos de cualquier naturaleza al momento de la encuesta. De acuerdo con estos resultados, el patrón de relacionamiento posruptura se polariza entre la opción por una nueva experiencia conyugal y la ausencia de vínculos estables; entre estos dos extremos, existe poco lugar para la conformación de vínculos sin coresidencia. En definitiva, las relaciones LAT³ no constituyen una opción atractiva, o viable, entre las personas que entran en la fase del posdivorcio.

Los datos de la EGG confirman la mayor propensión a la consensualidad en las uniones de segundo u otro rango: entre las mujeres que han iniciado un nuevo episodio conyugal, la proporción que optó por una unión de hecho alcanza al 52%, y entre los varones llega al 41%, mientras que la tasa de consensualidad de la primera unión es de 30.2% y 36.7%, respectivamente. Un patrón similar se encuentra entre las mujeres encuestadas en la ESF (Bucheli *et al.*, 2002); y también otros estudios han destacado que una de las causas del aumento de la consensualidad en el Uruguay es la mayor propensión a no legalizar el vínculo entre las parejas que recomponen su vida conyugal (Filgueira y Peri, 1993; Filgueira, 1996). Cabe señalar que esa fuerte propensión a uniones posruptura de tipo consensual ha sido sistemáticamente reportada en los análisis de reconstitución de pareja en otros países (Festy, 1991; Graaf y Kalmijn, 2003; Kiernan, 2001; Street y Santillan, 2005; Sweeney, 1995). Esta tendencia suele ser interpretada como una señal que reafirma la depreciación del matrimonio como institución reguladora de los vínculos conyugales. En este sentido, el aumento del divorcio, en conjunción con la disminución del interés por legalizar las segundas o ulteriores uniones, abona la interpretación cultural de la fragilización de dicha institución (Graaf y Kalmijn, 2003; Kiernan, 2001).

En lo que respecta a la mayor incidencia de la consensualidad entre las mujeres reinidentes respecto de los varones, en parte puede ser explicada por el hecho de que los varones tienden a reincidir con mujeres más jóvenes, unidas por primera vez y, quizás por ello, más proclives a buscar la legalización de la unión. El hecho de que una proporción menor de mujeres inició consensualmente su primer episodio conyugal parece sustentar esta hipótesis. Otra vía de explicación quizás resulte de una peor evaluación de la experiencia matrimonial entre las mujeres. En el estudio conducido por Villeneuve-Gokalp (1994), mientras que las opiniones acerca de las beneficios y desventajas del matrimonio eran muy similares entre los varones y mujeres que estaban en una primera unión, las diferencias de género en la visión del matrimonio se acentuaban entre las personas que experimentaron una ruptura, siendo particularmente negativas en el sector femenino. Con mucha mayor frecuencia, las mujeres que habían disuelto su primera pareja consideraban que los lazos matrimoniales tenían un fuerte componente opresivo.

3 El término LAT hace referencia a la expresión anglosajona Living Apart Together, una forma de relacionamiento usual en los países de Europa Occidental entre las personas separadas y crecientemente importante entre las nuevas generaciones.

La duración de la separación: un análisis de supervivencia

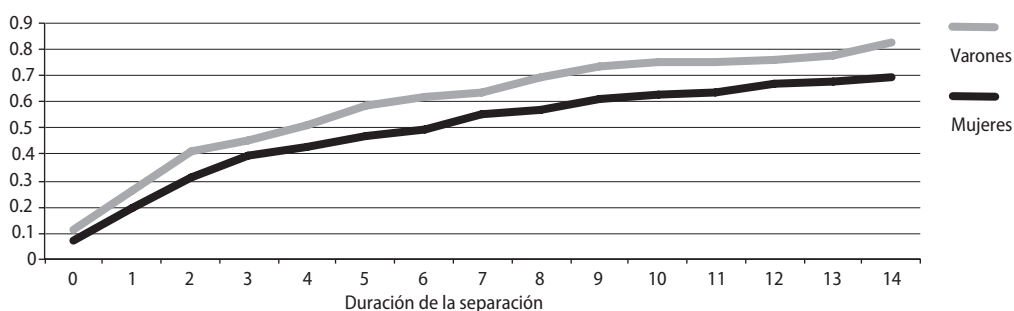
¿Cuánto tiempo después de la ruptura ocurre la recomposición? Los “tiempos de espera”, ¿difieren entre varones y mujeres? El hecho de tener hijos de uniones anteriores, ¿dilata la duración de la separación?

En este apartado se pretende responder a estas preguntas recurriendo al uso de tablas de vida. En este caso, la variable tiempo es la duración de la separación (medida en años), cuyo punto inicial es el año en que termina la convivencia a causa de divorcio o separación; a partir de ese año, se considera que los individuos están expuestos al riesgo de contraer una nueva unión. El evento terminal o “falla” es la ocurrencia de la recomposición, y los casos censurados son aquellos en que no se observa la ocurrencia de la recomposición a cada unidad de tiempo considerada. La medida empleada para realizar el análisis será la probabilidad acumulada de permanecer fuera de unión al final de cada intervalo de tiempo. Esta medida expresa la probabilidad de que un individuo no haya experimentado el evento terminal, en este caso la recomposición, antes de una fecha determinada. Se utilizará el complemento de esta probabilidad, para facilitar la comunicación de los resultados.⁴

El Gráfico 1 revela que, en los cuatro primeros años siguientes a la separación, el 45% de los varones y el 40% de las mujeres habían vuelto a conformar una unión. A los seis años, la probabilidad de haber reincidido alcanza al 62% de los varones y al 50% de las mujeres.

Año 8
Número 14
Enero/
junio 2014

Gráfico 1
Probabilidades acumuladas de recomposición conyugal según duración de la separación y sexo.*
Uruguay. Año 2004



*De acuerdo con los resultados del test de Wilcoxon, las diferencias entre estratos (varones y mujeres) son significativas con 99% de confianza.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

4 Si se utilizase la probabilidad acumulada de supervivencia, que es el estimador que arroja el *software*, sería necesario referirse a la probabilidad de sobrevivir en el estado separado o la probabilidad de no haber recompuesto la unión al inicio de cada intervalo.

En términos generales, el ritmo de la recomposición es alto en los primeros años subsecuentes a la ruptura y tiende a disminuir pasado el primer lustro. Este patrón es particularmente notorio entre las mujeres, quienes reducen sensiblemente sus chances de volver a formar pareja luego de transcurridos cuatro años desde su última ruptura conyugal. A partir de los cinco años de separación, si bien para ambos sexos es menor la probabilidad de recomponer, a cada año que pasa, las chances de los varones son mayores que las femeninas, lo que determina que la brecha por sexo se agrande en este punto y continúe incambiada hasta el final del período de observación.

En síntesis, puede decirse que, si bien los patrones y el nivel de la recomposición no presentan diferencias muy marcadas según el sexo de los individuos, las probabilidades de entrar en una unión posruptura son mayores para los varones, lo que se explica por un proceso más rápido de recomposición luego del divorcio y por sus mayores chances de reconstituir a duraciones más largas de la separación.

En el Cuadro 3 se presentan los resultados de las tablas de vida considerando distintos estratos de tres variables sociodemográficas seleccionadas: la edad a la ruptura, la experiencia reproductiva y la educación.

La probabilidad de vivir nuevamente en pareja es casi absoluta cuando la ruptura de la unión anterior sucedió durante la veintena: a los quince años de ocurrida la ruptura, el 91% de los varones y el 79% de las mujeres volvieron a conformar una unión; la inmensa mayoría de estas uniones tuvo lugar antes de transcurridos seis años del fin de la última unión. En el grupo siguiente, que incluye a aquellos que disolvieron su último vínculo cuando estaban en la treintena, la probabilidad de recomposición experimenta una fuerte reducción y los tiempos de espera son mayores, pero, al cabo de ocho años la mitad de las mujeres y el 59% de los varones habían vuelto a formar un núcleo conyugal. Pasados los cuarenta años de edad, las recomposiciones se vuelven eventos más raros, particularmente entre las mujeres. Por su parte, en los otros dos estratos de edad a la ruptura, las diferencias por sexo en la probabilidad de reconstitución se mantienen relativamente constantes en 10 puntos porcentuales a favor de los varones; si la ruptura ocurrió a los cuarenta o más años, la chance de recomponer es desproporcionadamente mayor para la población masculina. Si bien los varones de este grupo reinciden con mucho menor frecuencia que los de grupos inferiores, en los tres años posteriores a la ruptura, la probabilidad de recomposición masculina llega al 24%, alcanzando al 41% antes de que se cumplan los seis años. Entre las mujeres, transcurridos ocho años a partir de la fecha de ruptura, solo el 20% había reconstituido una relación de pareja.

Este hallazgo está en línea con los resultados de investigaciones realizadas también a partir de encuestas biográficas, las que señalan la edad a la ruptura como una de las condicionantes demográficas más relevantes de la reconstitución de pareja.

En principio, cabría suponer que la menor frecuencia de recomposición de las mujeres maduras puede estar en conexión con las responsabilidades maternas, ya que entre esas edades la mayoría ya ha tenido hijos. Como señala Villeneuve-Gokalp (1994), el pasado conyugal deja a las mujeres una doble herencia que las desfavorece en el mercado

matrimonial: una mayor edad y la responsabilidad cotidiana del cuidado de los hijos, que limita sus deseos y posibilidades de volver a vivir en pareja. A la inversa, para los varones estos dos factores no son particularmente limitantes en la búsqueda de una nueva pareja. Por un lado, es muy escaso el número de hombres que corresiden con sus hijos una vez disuelta la unión, y, por otro, su edad no constituye una desventaja en el mercado matrimonial. Mientras que la valoración social de la edad determina que las mujeres busquen potenciales cónyuges entre los varones de igual o mayor edad, para ellos el rango de elegibles involucra un abanico de edades considerablemente mayor (Bozon, 1990).

Cuadro 3
Probabilidades acumuladas de recomposición de la última unión según sexo y características seleccionadas (tablas de vida). Uruguay. Año 2004

Duración (en años)	Varones			Mujeres		
	Edad a la ruptura					
	Hasta 30	31-39	40+	Hasta 30	31-39	40+
0	0.48	0.37	0.24	0.40	0.22	0.15
3	0.67	0.46	0.41	0.57	0.39	0.17
6	0.77	0.59		0.67	0.51	0.20
9	0.84	0.59		0.74	0.55	
12	0.91			0.79		
p	0.000			0.000		
Hijos de uniones anteriores						
	No	Sí		No	Sí	
0	0.39	0.37		0.27	0.32	
3	0.56	0.55		0.48	0.47	
6	0.68	0.66		0.61	0.55	
9	0.77	0.72		0.68	0.62	
12	0.77	0.79		0.69	0.68	
p	0.190			0.079		
Nivel educativo						
	0-8	9-12	13+	0-8	9-12	13+
0	0.42	0.43	0.33	0.34	0.27	0.29
3	0.55	0.61	0.55	0.45	0.46	0.50
6	0.67	0.68	0.67	0.51	0.62	0.57
9	0.70	0.83		0.59	0.67	0.64
12	0.80	0.86		0.71		
p*	0.001			0.209		

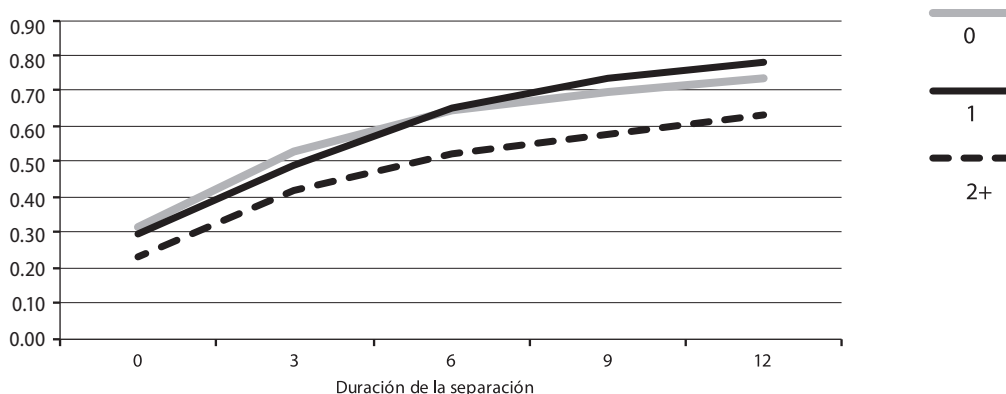
* El valor de p corresponde a los resultados del test de Wilcoxon intraestratos.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

El análisis de supervivencia muestra que entre los varones no existen diferencias significativas en la recomposición en función de su *pasado reproductivo*. Las chances de reconstituir a igual duración son casi idénticas entre la población masculina hayan tenido hijos o no (Cuadro 3). Por el contrario, el test de Wilcoxon indica que sí existen diferencias en la distribución de supervivencia femenina en función de la presencia de hijos, aunque el nivel de significación es bajo (10%) y el signo es inesperado. De acuerdo con este análisis, las mujeres que fueron madres tienen chances de recomponer más rápidamente su unión que aquellas que no habían tenido hijos previamente a la ruptura de su última unión.⁵ El hecho de tener hijos al momento de la ruptura no incide sobre la probabilidad de recomposición; sorprendentemente, esta toma casi el mismo valor tanto si la mujer tuvo hijos como si no los tuvo. En los varones ocurre un fenómeno similar, pero en este caso no resulta inesperado, dada la escasa proporción que convive con sus hijos luego de la ruptura. Cabe destacar que en la ESF se encuentra el mismo patrón: la tasa de recomposición de las mujeres que tuvieron al menos un hijo es del 51.1% y la de quienes no fueron madres es del 52.7 por ciento.

A fin de determinar si el *número de hijos* más que la condición de ser madre afecta el calendario de la recomposición entre las mujeres, se elaboró una tabla de vida a partir de los datos de la ESF. En el Gráfico 2 se presentan los resultados de esta estimación considerando tres estratos: mujeres sin hijos, mujeres que tuvieron un solo hijo y mujeres que tuvieron dos o más hijos.

Gráfico 2
Probabilidad acumulada de recomposición según número de hijos tenidos en uniones anteriores.
Montevideo. Año 2001



Fuente: Elaboración propia sobre la base de la ESF.

La comparación conjunta de los tres estratos resultó significativa al 95%; sin embargo, no se encontraron diferencias en la distribución de supervivencia de las mujeres que

5 Tampoco se encontraron diferencias significativas en la ESF considerando una variable binaria que discriminaba entre madres y no madres.

no tuvieron hijos y las que tuvieron un solo hijo. La función de supervivencia es prácticamente la misma en estos dos estratos, hecho que evidencia que las mujeres con un solo hijo vuelven a conformar pareja prácticamente con la misma velocidad que las mujeres que no tienen hijos. A diferencia de estos dos grupos, los tiempos de supervivencia en el estado separada o divorciada son mayores entre las mujeres que alcanzaron parideces de orden dos o superiores. Así, mientras que entre las mujeres sin hijos la mediana de supervivencia se alcanza a los 5.6 años a partir de la fecha de ruptura, entre las que tuvieron un hijo este valor es 6.3 y 8.6 años entre las mujeres que tuvieron dos o más hijos.⁶ Cabe destacar que, aun cuando les llevó más tiempo, al cabo de ocho años de separación, más de la mitad de las mujeres con dos o más hijos había recommenzado su vida conyugal.

Finalmente, los resultados relativos al *nivel educativo* muestran que entre los varones hay diferencias en las distribuciones de supervivencia en función de su educación, mientras que entre las mujeres las diferencias no son significativas.

Si se compara el patrón temporal de recomposición entre los varones, puede observarse que aquellos con mayor educación tardan más en reconstituir que los que acumularon menos años de estudio; sin embargo, antes de alcanzar los nueve años de separación, la proporción acumulada de recomposiciones en cada estrato educativo es muy similar. A partir de esta duración, no se registran más eventos terminales entre los varones que tienen 13 y más años de estudio.

En el apartado siguiente se buscará determinar los efectos de cada una de estas variables controlando el efecto de otras variables intervinientes.

Los factores que afectan la recomposición entre los varones y las mujeres: un análisis multivariado a partir de la encuesta EGG

Se presentan aquí los resultados del análisis multivariado de la probabilidad de recomposición entre los varones y mujeres uruguayas. El análisis busca determinar el efecto de un conjunto de variables sobre la probabilidad de volver a entrar en unión, dado que la unión anterior fue disuelta, usando modelos *probit*. La muestra incluye la población femenina y masculina mayor de 24 años que experimentó la ruptura de su último episodio conyugal antes de 2002. Puesto que la duración de la ruptura está controlada, las estimaciones no se restringen a las personas que se separaron al menos tres años antes de cada encuesta. Si bien no se distingue el rango de la unión que fue disuelta, debe recordarse que la unión precedente a la ruptura fue el primer episodio conyugal para el 78.5% de las mujeres y para el 72.8% de los varones

6 Las diferencias son significativas en la comparación conjunta y en la comparación por pares de estratos, mostrando que también las mujeres que tienen un hijo recomponen con mayor rapidez que las que tienen dos o más.

Fueron incluidas en el modelo variables relativas a las características demográficas y de curso de vida y variables que dieran cuenta de su estatus socioeconómico y de las actitudes. En el Cuadro 4 se presentan las medias muestrales y la desviación estándar (entre paréntesis) de las variables independientes consideradas en el modelo.

Cuadro 4
Medias muestrales de las variables independientes, según sexo.* Uruguay. Año 2004

Variable	Mujeres	Varones
Edad a la ruptura	30.4 (9.3)	32.2 (9.6)
Duración de la separación	5.5 (5.9)	4.5 (4.8)
Casados en unión anterior (tipo de vínculo)	0.54	0.46
Hijos de parejas anteriores	0.74	0.53
Años de estudio		
0-8	0.45	0.47
9-12	0.38	0.33
13+	0.17	0.20
Nunca trabajó	0.05	
Trabaja	--	0.85
Pensión	--	0.25**
Religión	0.57	0.45
N	412	362

*Personas mayores de 24 años que experimentaron la ruptura de la última unión.

** Nótese que este valor corresponde al total de hombres que experimentaron la ruptura de su unión anterior; si se considera solo a los que tuvieron hijos, el valor de los que transfieren pensión alimenticia aumenta al 41 por ciento.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

Las variables incluidas están definidas de la siguiente manera:

- a) La *edad a la ruptura* es una variable continua.
- b) La *duración de la separación* se incluye como variable de control. Dada su estrecha conexión con la edad a la ruptura y con la edad biológica, esta variable recoge los efectos de la generación. En otros modelos se incluyó una especificación que incluía el logaritmo de la duración y la edad a la ruptura, pero, puesto que no mejoró la interacción de estas variables, se optó por dejar la edad a la ruptura y la duración de la separación.
- c) *Hijos de uniones anteriores* es una variable binaria que toma el valor uno si la persona finalizó su último episodio conyugal sin haber tenido hijos.
- d) *Años de educación*: la variable se estratifica en tres estratos según los años de educación culminados: 0 a 8, 9 a 12, y 13 y +. La variable omitida es la categoría 0 a 8 años de educación. El sistema educativo uruguayo se organiza en torno a seis años de

educación primaria y seis años de educación secundaria, que comprende tres años de ciclo básico y tres años de bachillerato. Para ingresar a la universidad o a la formación superior (por ejemplo, profesorado o magisterio), se requiere completar doce años de educación formal.

e) A fin de tomar en cuenta los efectos de la *inserción laboral*, el modelo estimado para las mujeres incluye una variable que determina si la mujer estuvo alguna vez inserta en el mercado laboral y que adquiere el valor uno si efectivamente nunca trabajó fuera del hogar. En el modelo que predice la probabilidad de recomposición masculina, se incluye una variable que determina si el encuestado estaba ocupado la semana anterior a la encuesta. A pesar de que la misma no está medida en el momento anterior a la recomposición, se consideró relevante incluir algún indicador relativo a la inserción laboral masculina. Como los resultados no diferían incluyendo actividad u ocupación, se optó por incluir esta última.

f) *Pensión* se incluye solamente en el modelo masculino. Es una variable binaria que da cuenta de si el encuestado está o no realizando una transferencia monetaria hacia el o los hogares donde viven sus hijos de uniones anteriores, en caso de que los haya. Esta variable, si bien no aplica a todos los varones, se incluye para recoger los efectos de una actitud más o menos responsable y comprometida hacia los hijos de uniones anteriores.

g) Finalmente *religión* es la única variable que intenta recoger los efectos de las actitudes de los encuestados frente a la vida familiar. Es una variable binaria que toma el valor cero si la persona no tiene ningún tipo de afiliación religiosa y el valor uno si declara pertenecer a una religión, concurra o no a los servicios religiosos. En el total de la población encuestada, el 78% de quienes declaran tener una creencia religiosa pertenece a la fe católica. En hipótesis, la mayor religiosidad puede ser entendida como el reflejo de actitudes más tradicionales hacia la familia.

La estimación realizada para las mujeres revela que el hecho de ser madres no tiene consecuencias sobre la probabilidad de recomponer; si bien el signo es positivo, el efecto no es significativo. Este resultado difiere de la mayoría de los estudios que abordan la frecuencia de la recomposición conyugal, en los que suele encontrarse que la existencia de hijos de uniones previas se asocia con una menor frecuencia de dicha recomposición. En el meta análisis realizado por Graaf y Kalmijn (2003) sobre los determinantes de la recomposición en los países desarrollados, el haber comenzado la vida reproductiva en uniones anteriores tiene, en la mayoría de los estudios considerados, efectos negativos sobre la tasa de reconstitución. En el caso del Uruguay, los resultados parecen estar más en línea con los trabajos reseñados en la revisión teórica que encuentran que las mujeres con hijos, y en especial las que tienen un solo hijo y de corta edad, buscan recomponer un núcleo conyugal.

La educación tampoco resulta significativa para distinguir las chances de recomposición entre las mujeres del nivel intermedio respecto de las menos educadas, pero revela que las mujeres con estudios superiores tienen mayor probabilidad de conformar una unión posruptura en comparación con las que no superaron el ciclo básico de la

Cuadro 5
Determinantes de la recomposición de la última unión, por sexo (modelo *probit*).
Uruguay. Año 2004

Variable	Mujeres			Varones		
	Coefficiente	Significación	Efecto marginal	Coefficiente	Significación	Efecto marginal
Edad a la ruptura	-0.107	0.000	-0.042	-0.075	0.000	-0.028
Duración de la separación	-0.132	0.000	-0.052	-0.175	0.000	-0.065
Tipo de vínculo pareja anterior (0=U.cons, 1=Casamiento)	0.002	0.000	0.307	0.686	0.002	0.245
Hijos de parejas anteriores (0=Sin hijos, 1=Con hijo/s)	0.804	0.989	0.001	0.333	0.164	0.123
Años de estudio 9-12	-0.112	0.480	-0.044	-0.494	0.027	-0.186
Años de estudio 13+	0.354	0.098	0.133	-0.664	0.008	-0.255
¿Nunca trabajó? (0= Trabajó, 1= Nunca)	0.811	0.049	0.270			
¿Trabaja? (0= No, 1= Sí)				0.342	0.194	0.131
Pensión (0= No, 1= Sí)				-0.738	0.003	-0.282
Religión (0= No, 1= Sí)	0.309	0.031	0.121	0.352	0.078	0.128
Constante	3.505	0.000		3.087	0.000	
N° de observaciones			412			362
Máxima verosimilitud			-2069539			-1173259
Pseudo R2			0.383			0.336

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG.

secundaria, aunque el nivel de significación es bajo. Este resultado sería congruente con las explicaciones que argumentan que las mujeres con mayores recursos están en mejor posición para conformar una nueva unión que las que tienen peores desempeños sociales.⁷ Sin embargo, la relación entre recomposición femenina y trabajo sustenta la hipótesis de que aquellas mujeres que invierten menos en la vida laboral tienen mayores probabilidades de reconstituir. En este caso, la relación es significativa a un nivel alto y el efecto marginal es considerable, revelando que la probabilidad de volver a constituir pareja entre las mujeres que nunca trabajaron es 27 puntos porcentuales mayor que la que están o han estado insertas en el mercado laboral. En principio, y siguiendo la “hipótesis de la autonomía económica”, cabría esperar que las mujeres más educadas fueran menos propensas a rehacer su vida conyugal en la medida en que se espera que su bienestar econó-

7 Aunque habría que preguntarse también qué ventajas ofrecen los potenciales cónyuges de las mujeres con menor nivel educativo a los efectos de mejorar la economía del hogar.

mico sea menos dependiente del matrimonio. La propensión a volver a formar pareja en función de la condición de actividad sugiere, a diferencia de la educación, que la recomposición femenina tiene cierta relación con la capacidad de autosustento: las mujeres que al momento de la encuesta eran activas, ocupadas o no, presentan una tasa de recomposición ostensiblemente menor que aquellas que estaban fuera del mercado de trabajo.⁸ Debe recordarse, sin embargo, que la variable está medida a la fecha de la encuesta y no en la fase anterior a la entrada en una nueva unión, por lo que no es posible determinar en qué grado la recomposición es, en parte, el resultado de una estrategia económica. Si bien el número de casos es muy pequeño, el hecho de que también entre las mujeres que nunca han trabajado la tasa de reconstitución sea muy alta (67%),⁹ parece confirmar que la ausencia de carrera laboral o una inserción más inestable en el mercado de empleo conducen a las mujeres a valorar más los beneficios de recomponer las economías de escala que conlleva la vida conyugal.

A la inversa, los varones inactivos son los que tienen menores chances de volver a conformar una unión. Tomando los recaudos referidos en cuanto al momento de medición de la actividad laboral, este resultado podría estar asociado a un menor atractivo de los varones inactivos en el mercado matrimonial. De acuerdo con estos resultados, la relación entre actividad y reconstitución parece estar marcada por una fuerte división de roles sexuales: las mujeres se presentarían al mercado matrimonial buscando buenos proveedores, lo que determinaría que los varones con menor capacidad financiera sean menos atractivos a sus ojos.

24

Año 8
Número 14
Enero/
junio 2014

El análisis también revela que las mujeres que estuvieron casadas en su última unión y las que tienen algún tipo de orientación religiosa son más propensas a volver a vivir en pareja. Interpretados conjuntamente, estos dos resultados, sugieren que aquellas mujeres que tienen actitudes más tradicionales hacia la vida conyugal o las que hicieron una inversión mayor en la institución matrimonial en su unión anterior procuran, en mayor medida que otras mujeres separadas, volver a vivir en pareja, o quizás restituir un marco conyugal para criar a sus hijos.

Esto mismo se constata en los varones, entre quienes el hecho de haber estado casados en su última unión y poseer creencias religiosas se asocia positivamente con la probabilidad de estar en unión. La relación hijos/recomposición tiene el resultado esperado: en las chances masculinas de conformar una nueva unión, no existen diferencias significativas entre los que tienen y no tienen hijos. Igualmente, tampoco se registran diferencias

8 Las condición de actividad está definida según el estándar: son activas aquellas personas que estaban ocupadas y/o buscaban trabajo durante la semana anterior a la entrevista y las que no estaban trabajando por razones de licencia vacacional, por enfermedad, etcétera.

9 Véase en el Anexo el Cuadro A.1 en el que se presentan las tasas de reconstitución según características seleccionadas.

significativas en la variable que mide la inserción laboral; cabe destacar que la ausencia de asociación se mantiene aun retirando la variable educación del modelo.¹⁰

A diferencia de las mujeres, la educación tiene efectos significativos sobre el comportamiento posruptura masculino: existe una relación negativa y consistente entre nivel educativo y recomposición. Dado que es esperable que los varones con mayores recursos sean más atractivos para las potenciales cónyuges, y que no hay razón para pensar que su vida social sea más restringida que la de otros hombres, este resultado insinúa que la vida conyugal no representa mayores ventajas para los hombres con más recursos o con actitudes menos convencionales hacia la pareja y la familia.

Finalmente, el hecho de contribuir económicamente con el hogar donde viven sus hijos de uniones anteriores reduce las chances de los varones de volver a conformar una nueva unión. Si se interpreta esta asociación como el reflejo de un mayor nivel de compromiso con los vínculos familiares contraídos anteriormente, este resultado parece confirmar que es en el campo de las ideas donde se procesa mayormente la decisión de volver a vivir en pareja, descontando que la edad juega un rol preponderante en la trayectoria posruptura: aun cuando el ajuste general del modelo es razonable –revelando que este conjunto de variables contribuye a explicar una porción importante de la varianza de la probabilidad de recomponer–, debe señalarse que más del 60% del ajuste está dado por la edad a la ruptura.

Las mujeres y varones que residen en el interior del país tienen chances algo mayores que los habitantes de la capital de recomponer la unión, aunque la brecha en la tasa de recomposición según área de residencia es muy modesta, en particular entre los varones. Dado que la edad a la primera unión es un poco menor en el interior del país y que las rupturas presentan niveles similares en ambas áreas, es factible que esta diferencia esté relacionada con una mayor precocidad en la edad a la ruptura. Esta variable no fue incluida en el modelo, pero vale mencionar que no resultó significativa en ninguna de las pruebas realizadas.

Consideraciones finales

En este trabajo se buscó poner de manifiesto las principales características de las uniones ocurridas en el marco de la recomposición de la vida conyugal en el Uruguay. En primer lugar, se considera que la descripción de este fenómeno constituye un aporte al campo de investigaciones sobre la nupcialidad latinoamericana, dada la escasa acumulación de estudios que existe en torno a la recomposición en la región. En segundo lugar, se buscó aportar evidencia sobre los principales factores que subyacen a la reconstitución de la unión, buscando contrastar los resultados con los hallazgos producidos en torno al tema en el contexto de otros países con alta incidencia de las rupturas conyugales, como es el caso del Uruguay.

10 En el modelo femenino también se realizó el mismo ejercicio, y la relación positiva entre no haber trabajado nunca y recomposición continuó siendo significativa.

Contraintuitivamente, el hecho de tener hijos no impone barreras a la formación de una nueva unión. La evidencia, aunque débil, sugiere que las chances femeninas de recomponer su vida conyugal son incluso mayores si tienen hijos. En consecuencia, estos resultados no confirman la idea extendida de que los hijos son un obstáculo para iniciar un nuevo vínculo conyugal, y parecen sugerir que las mujeres buscan restablecer un contexto conyugal para continuar criando a sus hijos o para ampliar su fecundidad.

Si se considera este hallazgo en combinación con los efectos positivos que ejercen sobre la recomposición las actitudes de mayor apego a la institución matrimonial –por ejemplo, tener orientación religiosa y haberse casado legalmente en la unión anterior–, el resultado general de este estudio sugiere que la recomposición depende fuertemente de las orientaciones hacia la vida familiar tanto entre los hombres como entre las mujeres.

Si bien se encuentra que entre las mujeres que nunca participaron del mercado laboral aumentan las chances de conformar una unión posruptura –lo que podría orientar la explicación hacia la reconstitución de una nueva relación de pareja como estrategia económica–, la relación entre nivel educativo y recomposición no va en el mismo sentido. En efecto, no se encuentran mayores índices de formación de nuevas uniones entre las mujeres que tienen bajo nivel educativo, como cabría esperar si la recomposición respondiese al argumento de la necesidad; a la inversa, son las mujeres con educación terciaria quienes presentan mayores probabilidades de entrar en una nueva unión. En hipótesis, este resultado podría explicarse como la ausencia de ventajas económicas de los potenciales cónyuges de las mujeres menos educadas. Paradójicamente, serían las mujeres que menos precisan recomponer economías de escala las que tienen mayores probabilidades de conformar un nuevo núcleo conyugal.

Bibliografía

- ARRIAGADA, I. (2004), “Transformaciones sociales y demográficas de las familias en América Latina”, en *Papeles de Población*, núm. 10 (40), pp. 71-96.
- BARTFELD, J. (2000), “Child Support and Postdivorce Economic Well-Being of Mothers, Fathers, and Children”, en *Demography*, núm. 37 (2), pp. 203-213.
- BARTFELD, J. y D. Meyer (2003), “Child Support Compliance among Discretionary and Nondiscretionary Obligor”, en *Social Service Review*, núm. 77 (3), pp. 347-374.
- BERNHARDT, E. (2000), “Repartnering among swedish men and women. A case study of emerging patterns in the second demographic transition”, ponencia presentada en FFS Flagship Conference, Bruselas, 19 al 31 de mayo. Disponible en <www.unece.org/pau/docs/ffs/FFS_2000_FFConf_ContriBernhard.pdf>.
- BOZON, M. (1990), “Les femmes et l'écart d'âge entre conjoints: une domination consentie. I, type d'union et attente en matière d'écart d'âge”, en *Population*, núm. 2, pp. 327-360.
- BRACKE, S. y K. Schoors (2013), “Gender Differences in the Probability of Post-Divorce Rematching and the Quality of the New Match”, en <<http://ssrn.com/abstract=2279498> or <<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2279498>>, acceso junio de 2014.
- BRÖCKEL, M. (2005), “The economic consequences of partnership dissolution in Germany and Great Britain”, en <<https://www.iser.essex.ac.uk/files/conferences/bhps/2005/docs/pdf/papers/broeckel.pdf>>, acceso junio de 2014.
- BUCHELI, M., W. Cabella, A. Peri, G. Piani y A. Vigorito (2002), *Encuesta sobre situaciones familiares y desempeños sociales de las mujeres en Montevideo y Área metropolitana. Sistematización de resultado*, Montevideo: Udelar/UNICEF.
- BUCHELI, M. y A. Vigna. (2005), “Un estudio de los determinantes del divorcio en Uruguay”, en *Desarrollo y Sociedad*, núm. 56, Universidad de los Andes, pp. 1-23.
- BURGUIERE, A. (1998), “L'imaginaire familial”, en *Le Monde de la éducation, de la culture et de la formation*, París: Le Monde, noviembre.
- CABELLA, W. (2008), *Dissoluções e formação de novas uniões: uma análise demográfica das tendências recentes no Uruguai*, Campinas: UNICAMP, Textos NEPO núm. 56, pp. 11-238. [Tesis de doctorado].
- (2010), “Los determinantes de la ruptura de la primera unión en el Uruguay: un análisis a partir de dos encuestas retrospectivas”, en *Revista Latinoamericana de Población*, núm. 7, Buenos Aires: ALAP, julio-diciembre, pp. 31-56.
- CHERLIN, A. (1992), *Marriage, Divorce, Remarriage. Revised and Enlarged Revision*, Harvard: Harvard University Press.
- CHERLIN, A. y Frank F. Furstenberg (1991), *Divided Families: what happens to children when parents part?*, Harvard: Harvard University Press.

- FESTY, P. (1991), "Biographies après divorce", en T. Hibert y L. Roussel (eds.), *La nuptialité: évolution récente en France et dans les pays développés*, París: PUF, pp. 193-212.
- FILGUEIRA, C. y A. Peri. (1993), "Transformaciones recientes de la familia uruguaya: cambios coyunturales y estructurales", en CEPAL (ed.), *Cambios en el perfil de las familias. La experiencia regional*, Santiago de Chile: CEPAL.
- (1996), *Sobre revoluciones ocultas. La familia en el Uruguay*, Montevideo: CEPAL.
- GRAAF, P. de y M. Kalmijn (2003), "Alternative Routes in the Remarriage Market. Competing risks analyses of Union Formation after Divorce", en *Social Forces*, núm. 8 (4), pp. 1459-1498.
- JANSEN, M., D. Mortelmans y L. Snoeckx (2009), "Repartnering and (re) employment: strategies to cope with the economic consequences of partnership dissolution", en *Journal of Marriage and Family*, núm. 71, pp. 1271-1293.
- KIERNAN, K. (2001), "The rise of cohabitation and childbearing outside marriage in western Europe", en *International Journal of Law, Policy and the Family*, núm. 15, pp. 1-21.
- KOO, H., C. Suchindra, y J. Griffith. (1984), "The Effects of Children on Divorce and Re-marriage: A multivariate Analysis of Life Table Probabilities", en *Population Studies*, núm. 38 (3), pp. 451-472.
- LAMPARD, R. y K. Peggs (1999), "Repartnering: The relevance of parenthood and gender to cohabitation and remarriage among formerly married", en *British Journal of Sociology*, núm. 50 (3), pp. 443-465.
- MEGGIOLARO, S. y F. Ongaro (2008), "Repartnering after marital dissolution: Does context play a role?", en *Demographic Research*, núm. 19, pp. 1913-1934.
- MOXNES, K. (1992), "Changes in family patterns, changes in parenting? A change toward a more or less equal sharing between parents?", en Ulla Björnberg (ed.), *Europeans parents en the 1990s. Contradictions and Comparisons*, Transactions Publishers.
- OPPENHEIMER, V. K. (1994), "Women's rising employment and the future of the family in industrial societies", en *Population and Development Review*, núm. 20 (2), pp. 293-342.
- SCHMIEGE, C.J., L. N. Richards y A. M. Zvonkovic (2001), "Remarriage: For love or money?", en *Journal of Divorce & Remarriage*, núm. 36 (1/2), pp. 123-140.
- SELZER, J. (1994), *Demographic Change, Children's Families, and Child Support Policy in the United State*, Madison: University of Wisconsin, Institute for Research on Poverty.
- SHIONO, P. y L. Sandham Quinn (1994), "Epidemiology of divorce", en *The Future of Children*, núm. 4 (1), pp. 15-28.
- SMOCK, P. (1990), "Remarriage Patterns of Black and White Women", en *Demography*, núm. 27 (3), pp. 468-473.
- STREET, C. y M. Santillan. (2005), "La primera unión y la ruptura conyugal en el curso de vida femenino. Algunas evidencias a partir de la ESF", en Susana Torrado (ed.), *Trayectorias*

- nupciales, familias ocultas (Buenos Aires entresiglos)*, Buenos Aires: Miño y Dávila, pp. 119-168.
- SKEW, A., A. Evans y E. Gray (2009), "Factors affecting repartnering in Australia and the UK", ponencia presentada a la Population Association of America Conference (PAA), 30 de abril al 2 de mayo, Detroit. Disponible en <<http://paa2009.princeton.edu/sessions/167>>.
- STEWART, S. D., W. D. Manning *et al.* (2003), "Union Formation among Men in the U.S.: Does Having Prior Children Matter?", en *Journal of Marriage and Family*, núm. 65, pp. 90-104.
- SWEENEY, M. (1995), "Remarriage of Men and Women. The Role of Socio-economic Prospects", en *CDE Working Paper*, núm. 95-08, Madison: University of Wisconsin-Madison.
- VILLENEUVE-GOKALP, K. (1991), "Du premier au deuxième couple: les différences de comportement conjugal entre hommes et femmes", en T. Hibert y L. Roussel (eds.), *La nuptialité: évolution récente en France et dans les pays développés*, París: PUF, pp. 179-192.
- (1994), "Après la séparation: conséquences de la rupture et avenir conjugal", en H. Leridon y K. Villeneuve-Gokalp, *Constance et inconstances de la famille. Biographies familiales des couples et des enfants*, París: INED, pp. 137-161.
- WHITE, L. (1990), "Determinants of Divorce: A Review of Research in the Eighties", en *Journal of Marriage and Family*, núm. 52 (4), pp. 904-912.
- WU, Z. y C. M. Schimmele (2005), "Repartnering after first union disruption", en *Journal of Marriage and Family*, 67 (1), pp. 27-36.

Anexo

Cuadro A.1
Tasa de recomposición según características seleccionadas, por sexo (en porcentajes).
Uruguay, año 2004. Montevideo, año 2001

Características seleccionadas	Varones	Mujeres	N*
Edad a la ruptura			
< 30	80.4	74.1	333
31 a 39	53.9	43.9	158
>40	38.1	18.3	123
Hijos de uniones anteriores			
No	52.6	48.1	217
Sí	47.8	46.7	383
Nº de hijos de uniones anteriores (datos de ESF)			
0		51.1	90
1		62.9	178
2		47.1	157
3+		43.5	115
Área de residencia			
Montevideo	62.7	53.4	339
Interior	65.6	59.5	281
Años de estudio			
0-8	66.9	56.8	279
9 a 12	64.5	56.3	219
13+	56.9	55.2	123
Actividad laboral			
Inactivo/a	42.9	73.5	111
Activo/a	66.0	50.4	508
Nunca trabajó	--	82.4	17
Indicador de bienes del hogar			
Bajo	74.7	50.8	197
Medio	66.7	54.2	240
Alto	52.1	66.3	185

* El valor de N es la suma de los casos de hombres y mujeres en cada categoría.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la EGG (Uruguay, 2004) y de la ESF (Montevideo, 2001).

Imigração e família, segunda metade do século XIX

Immigration and Families, Second Half of the 19th Century

Sergio Odilon Nadalin

Programa de Pós-Graduação em História,

Universidade Federal do Paraná (UFPR).

Bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento

Científico e Tecnológico (CNPq)

Resumen

Tendo como foco o Brasil Meridional, o texto se propõe a pensar sua população a partir de algumas generalizações conhecidas e de modelos amplamente aceitos pela historiografia, pelo menos nas suas formas estruturais. A experimentação de suas coerências realiza-se em especial no terceiro quartel do século XIX, quando se colocam em primeiro plano personagens imigrantes: até que ponto a consistência dos modelos se mantém, ao introduzirmos nas suas engrenagens o elemento complexo dos contatos culturais resultantes das imigrações? Essa questão permite aventar hipóteses a respeito da articulação entre a estrutura da família construída pelos estrangeiros e descendentes e a própria estrutura mais ampla das relações sociais, numa dialética de mudanças que passam do “antigo” para o “moderno”. Questão que perpassa os comportamentos reprodutivos dos casais imigrantes que colocam algo a explicar e a compreender.

Palavras-chave: imigrantes, comportamentos reprodutivos, estrutura familiar, contatos culturais.

Abstract

Having Southern Brazil as its focus, this paper seeks to study the region's population based on some well-known generalizations and models widely accepted by historiographical thought, at least in its structural forms. Experimentation on their coherence takes place particularly in the third quarter of the 19th Century, when immigrants took a forefront position: To what extent does the consistency of the models hold, if we introduce in its workings a complex element such as the cultural contacts resulting from immigration? This question allows us to formulate hypotheses about the interaction between the structure of families constituted by foreigners and their descendents and the more encompassing structure of social relations, in a dialectics of changes that ranges from the “ancient” to the “modern”. This issue touches on the reproductive behaviors of immigrant couples, which bring forward something to be explained and understood.

Key words: immigrants, reproductive behaviors, family structure, cultural contacts.

Trabalho apresentado no V Congresso da Associação Latino Americana de População, Montevideo, 23 a 26 de outubro de 2012. O conteúdo da presente comunicação tem uma história. Constituiu a base de um seminário desenvolvido no Núcleo de Estudos de População (NEPO/UNICAMP), em Campinas, na data de 19 de outubro de 1994. Reorganizado, tornou-se parte de um artigo mais amplo, publicado em colaboração com Maria Luiza Andreazza (1997 e 1999/2000). Rediscutido com meu parceiro de pesquisas Alain Bideau, foi publicado como quinto capítulo em Bideau e Nadalin, 2011. Agradeço a gentileza dos dois colegas em permitirem uma revisita e complementação do texto para apresentá-lo na mesa redonda organizada pelo Congresso intitulada “As famílias ‘possíveis’: perspectivas de estudos nas sociedades latino-americanas (séculos XVI ao XX)”.

Gustav Hermann Strobel tinha 5 anos quando desembarcou em São Francisco do Sul, na Província de Santa Catarina, no dia 11 de novembro de 1854. Ele acompanhava seus pais Christian August (36) e Christine Friedericke Herold (29), juntamente com sua irmã mais velha, Emilie Bertha (8) e o irmão mais novo, Emil Robert (1). Destinavam-se à Colônia Dona Francisca, no norte da Província.¹ O casamento dos seus pais foi oficializado em Glauchau, na Saxônia, em 1845. As outras três filhas – Maria, Fanni e Anna Luisa – nasceram em Curitiba (respectivamente em 1855, 1858 e 1861), para onde a família se mudou em 1855. Esta família conjugal era o que, no jargão da Demografia Histórica, é denominada família “E”,² característica de muitos casais jovens que imigraram da Alemanha na época da Grande Imigração.

A imigração de europeus no século XIX constituiu-se na réplica da elite brasileira ao impasse gerado pelo fim da escravidão, um dos indicadores da crise que assinalou o rompimento das estruturas coloniais. O processo migratório concerne, também, ao surgimento no Brasil daquilo que poderíamos denominar de “culturas imigrantes”.

As reflexões desenvolvidas neste texto procuram situar a emergência de uma dessas culturas imigrantes, analisando europeus e descendentes da perspectiva dos contatos culturais e da construção da etnicidade. As análises que se seguem foram alicerçadas em dados provenientes de reconstituições de famílias, metodologia privilegiada nos estudos de demografia histórica. Ademais, têm a pretensão de delinear uma teoria da família imigrante. Numa perspectiva mais ampla, o trabalho situa-se numa temática dos estudos de população; ou, o que é para nós mais pertinente, da história da população (Nadalin, 2004: 69-81).

32

Año 8

Número 14

Enero/

junio 2014

Imigração, família e contatos culturais: a construção de uma identidade étnica³

O cenário da imigração no Paraná começou a tomar forma na segunda metade do século XIX; porém, desde a década de 1830, observava-se o ingresso de estrangeiros na sua capital. Como resultado, em 1850 eram contabilizados 153 imigrantes no município. Tal cifra representava 1.7% da população total e quase 2% dos 7,861 indivíduos de condição livre, como contabiliza o recenseamento informado no “Mappa dos habitantes” datado nesse ano.

Logo após o censo, imigrantes de origem alemã, oriundos da Colônia Dona Francisca,⁴ começaram a organizar pequenas chácaras ao longo dos caminhos que par-

1 Núcleo do atual Município de Joinville.

2 Família “E”, unida pelo matrimônio no exterior.

3 A respeito da construção da identidade étnica, ver também Nadalin, 2009. (O personagem principal deste texto é Gustav Hermann Strobel, sobre o qual também se chama a atenção nesta comunicação).

4 Atual município de Joinville, em Santa Catarina.

tiam de Curitiba, do Bigorilho à Graciosa, ocupando a região noroeste-norte-nordeste da periferia urbana (Heisler, s/d: 69). Muitos deles, porém, localizaram-se na própria zona urbana, dedicando-se a diversos tipos de comércio, ofícios e serviços. Outros, enfim, como a própria família Strobel (Strobel, 1987) mencionada na epígrafe, em outras regiões periféricas da Capital. Desta forma, em 1866, se a população curitibana somava, no total, 12,771 indivíduos, 856 (6.3%) eram estrangeiros –seguramente, a maioria de origem germânica (Martins, 1941: 92).⁵

Podemos imaginar o impacto causado pela presença de colonos estrangeiros e “remigrantes” na sociedade tradicional paranaense, mesmo descontando o fato de que grande parte deles não estivesse permanentemente em contato direto com a população autóctone. Esse impacto voltou-se contra o próprio imigrante, ainda porque, considerado estrangeiro, ele mesmo deveria sentir-se estranho inserido no ambiente novo, algumas vezes hostil.⁶ Ou seja, as relações que o imigrante estabeleceu com a sociedade receptora tiveram como fundamento a *alteridade*, considerando a multiplicidade das culturas em contato no interior de um espaço ocupado desde há tempos pelas comunidades tradicionais locais; estas, extremamente hierarquizadas e, de modo geral, centradas no “eixo” senhor-escravo.

Gustav Hermann Strobel legou-nos o registro de suas memórias, preocupado como estava em deixar para seus descendentes o relato da imigração da sua família. No seu texto, e sobre o tema da escravidão, eis o que o autor escreveu, informando a respeito de um dos seus vizinhos em São José dos Pinhais, no Sul de Curitiba:

Pedro Machado, que era solteirão, morava em sua casa com duas irmãs, também solteiras. Todos os três eram muito bons conosco e nos auxiliavam muito. Eles eram bem abastados, donos de grande extensão de terras com grande quantidade de gado e muares. E, principalmente, eram donos de uma quantidade de escravos. O fato de possuir escravos numerosos era um sinal de riqueza. Esses escravos eram negociados como gado. Um escravo masculino, na faixa de vinte a trinta e cinco anos, custava geralmente 100\$000 réis, cerca de 2.000 marcos alemães. Os mais jovens, os mais velhos e os do sexo feminino, eram negociados por preços inferiores. Os que possuíam escravos fortes e saudáveis lucravam boas somas com a reprodução deles. Os escravos eram apenas alimentados e vestidos pelos seus amos e somente aos domingos e feriados podiam trabalhar para ganhar algum dinheiro próprio (Strobel, 2014: 68).

A partir da primeira geração, tendo como referência as gerações sucessivas de descendentes, desenvolveu-se uma “cultura imigrante” germânica com viés étnico no Paraná e, extrapolando, no Brasil Meridional; foi constituída em função da resposta dada pelo

5 Na periferia de Curitiba, eram 18.581 habitantes, incluídos 262 (1,4%) estrangeiros (Martins, 1941: 92).

6 A alguns analistas, um “ambiente hostil” pode parecer, às vezes, um pouco forte. Para deixar claro, quero me referir a uma variada gama de hostilidades possíveis na relação entre o “nacional” e o estrangeiro. Incluo nessas possibilidades, principalmente, as representações criadas no universo mental imigrante, e que fazem parte da cultura construída com a identidade étnica, tanto no mundo rural como nas cidades.

ádvena às expectativas manifestadas pela sociedade brasileira –ou, no principal, pelas suas elites–. É evidente: esta cultura imigrante –ou, melhor, estas culturas imigrantes–, eventualmente estas comunidades étnicas, formaram-se de modo igual como um repto às próprias esperanças criadas pelos estrangeiros, abstraídas as diferenças culturais que ligavam de modo diferente os migrantes aos seus antepassados europeus e, também, os diferentes fatores que agiram e levaram aqueles indivíduos a emigrar. No fundo, as distintas e variadas identidades construíram-se historicamente como defesa à própria sobrevivência do imigrante e seus descendentes. E, podemos igualmente aventar, como *sistemas de aprendizado* inconscientemente construídos e destinados à melhor integração dos estrangeiros ao meio em que foram inseridos (Andreazza e Nadalin, 1994: 71).

E, assim, a autopreservação e a integração constituir-se-iam nas duas variáveis fundamentais que poderiam explicar todo o processo de formação dos grupos étnicos. No Paraná, alemães, italianos, poloneses, ucranianos, japoneses..., para só citar aqueles segmentos que foram mais representativos. Colorido pelas suas especificidades, cada grupo constituiu-se edificando e(ou) reedificando suas histórias, seus mitos e tradições. Mantiveram-se atados dessa forma às sociedades “emissoras” durante mais de uma geração, por meio da forja de *correntes sociais* (Halbwachs, 1941: 100).⁷ Esse fato era realimentado não só pela continuidade dos fluxos migratórios, mas também pela fixação de outros liames físicos, intelectuais e espirituais.

Em consequência, eram os elementos de *conservação* que propiciavam uma certa unidade social “acompanhada por uma consciência comum e por uma certa coesão na acção” (Golfin, 1973: 94): consciência comum etnicamente engendrada; conduta coletiva em parte determinada pela solidariedade fundada num mesmo estado de espírito originado da *corrente* estabelecida (Halbwachs, 1941). Ao continuarem socialmente integrados na referida corrente, numa unidade dotada de certa duração (Birou, 1973: 180) –ou seja, ao continuarem como *imigrantes*–, permaneciam os vínculos característicos do grupo social. Cabe observar que se manter imigrante por mais de uma geração, dependendo das circunstâncias em jogo, significava que os filhos dos estrangeiros, como membros do grupo, também eram considerados ou se consideravam “imigrantes”.

Sublinho que esses contextos devem considerar as particularidades dos migrantes que continuam a chegar, num processo de “contatos culturais” no interior do grupo, e solidificando-se em função das relações com a sociedade receptora, desenvolvidas num

7 Como este autor, entendo que o indivíduo torna-se “imigrante” quando decide romper suas raízes e se decide a partir. Continua “imigrante” mesmo que, depois de estabelecido no local de destino, mantém de alguma forma laços com a sociedade que o viu partir. Entendo também que, estabelecido e mantendo contatos culturais com a sociedade receptora, esses laços, essa *corrente social* pode assumir, onde se fixou, relações étnicas.

franco processo de urbanização.⁸ Esta sociedade anfitriã albergava, da mesma maneira, as originalidades definidas pela “italianidade” e “polonidade” construídas em colônias instaladas na periferia da cidade e, mais acolá, escapando um pouco à influência dos mercados urbanos, um “paraíso das delícias” edificado pelos ucranianos (Andreazza, 1999). Portanto, histórias que devem considerar os ritmos temporais da edificação étnica, “comunitária”, combinados com as cadências definidoras da história social paranaense. Quero crer que as temporalidades formadas pelas contradições inerentes aos contatos culturais, no interior de um quadro de longa duração, articulavam em níveis diversos: de um lado, forças comunitárias e “centrípetas”; de outro, com forças desagregadoras, “centrífugas” e “societárias”, impostas pelo desenvolvimento das relações sociais numa cidade que se modernizava e cujos habitantes adequavam-se de modo gradativo ao mercado.

A matéria demográfica de um grupo étnico

Logo, o imigrante poderia ser encontrado no grupo cultural e (ou) étnico, bem como na Igreja. Via de regra, a instituição religiosa estava estreitamente vinculada não só ao cotidiano do imigrante e seus descendentes, mas também à própria etnicidade.

Examinemos o caso exemplar dos alemães em Curitiba, cuja maioria professava a fé luterana.⁹ Grande parte deles passou, ao menos uma vez, pelos registros da Paróquia, inclusive muitos católicos. Parcela significativa teve sua vida registrada na Igreja organizada, ao ser batizado, por ocasião do casamento, ao servir de testemunhas e quando seus corpos foram sepultados.

O conveniente arranjo das informações obtidas nestes registros permitiu que fosse realizada a reconstituição de várias centenas de famílias, detectando-se, em consequência, milhares de indivíduos que se congregaram mais ou menos intensamente às comunidades evangélicas (Nadalin, 1978) ou à Igreja Católica (Ranzi, 1996). A formação dos núcleos familiares constituídos pelos casais de origem germânica e seus filhos em Curitiba tem indicado que, acima das querelas e distinções de ordem religiosa, os membros do grupo acabaram por cimentar a união num só destino étnico. O seu elo era

8 É necessário observar que, de certa forma, o movimento emigratório/imigratório, tema também desta comunicação, faz parte do amplo processo de migrações rurais-urbanas que caracterizaram a “Era do Capital”: “Já que a maioria dos europeus era de origem rural, assim eram os emigrantes. O século XIX foi uma gigantesca máquina para desenraizar os homens do campo. [...] Migração e urbanização andavam juntas ...” (Hobsbawm, 2004: 274-275).

9 Embora essas cifras possam variar de local para local, calcula-se que o número de protestantes entre os imigrantes de origem germânica somavam 90% do total. Por outro lado, observo que a família Strobel, estabelecida em Curitiba e apesar da fé evangélica, tiveram de batizar as meninas aqui nascidas na Igreja Católica, pois ainda não havia na capital paranaense, antes do final de 1866, uma paróquia protestante organizada.

constituído pelo *Deutschtum*, pela “germanidade”, ou pelo *Deutschbrasilianertum*, pela “teutobrasilianidade”.¹⁰

Um exame preliminar das famílias cujos traços foram recuperados por meio dos registros paroquiais luteranos permitiu verificar que, sob o rótulo genérico de “alemães”, incluía-se entre os membros da *Deutsche Evangelische Gemeinde*, em Curitiba, um leque bastante diversificado de origens regionais, principalmente –mas não só– na primeira geração de imigrantes. Na fase “pioneira” da história desta paróquia, os estrangeiros foram naturalmente preponderantes: eram prussianos, posnanianos, silesianos, pomeranos, hanoverianos, hamburgueses, renanos, suíços; alguns eram naturais do Schleswig-Holstein, outros do Mecklenburgo, da Saxônia, Turíngia, Westfália, Alsácia-Lorena, etc. Foram encontrados até alguns bávaros e austríacos, católicos por tradição (Nadalin, 1974: 122). As diferenças seriam ainda mais pronunciadas se contássemos as complexas distinções culturais e dos dialetos locais (Willems, 1980: 28-40)– mais ainda se considerássemos as proveniências distintas do campo e da cidade e, enfim, a heterogeneidade dos fatores que explicam o decurso da emigração no tempo. .

Visto desta forma, as diferenças passam a ser tantas que parece impossível agregar os imigrantes numa perspectiva generalizante. No entanto, tudo indica que os contrastes teriam sido aparados na *práxis* da construção da identidade étnica –e aqui estariam as condições para a referida generalização: numa perspectiva macro, estaríamos autorizados a visualizar um grupo social cuja “coesão na ação” amalgamou gradativamente o amplo leque das diversidades regionais (e, naturalmente, as diferenças internas no grupo); na mesma ótica, passou-se gradativamente a um processo de *assimilação* (Green, 2008) que alcançou, de maneira diferenciada, boa parte das famílias do grupo.

No desenvolvimento dos contatos, a marginalização inicial foi ultrapassada, abrindo-se os imigrantes à maior interferência cultural da sociedade paranaense; em função disso; os membros das gerações que se seguem, geralmente já nascidos no Brasil, elaboram e reelaboram constantemente identidades étnicas. Ao consolidar sua identidade, o grupo não só manteve como aumentou um comportamento endogâmico: as percentagens relativas às décadas de 1890, 1900 e 1910 traduziam casamentos intraculturais ou, mesmo, intraétnicos, beirando praticamente um número absoluto (Nadalin, 1974: 74-78; 164-184). Acredito que a manutenção deste tipo de comportamento não se deve somente ao crescimento vegetativo e a manutenção do fluxo imigratório da Alemanha, bem como ao

10 Cabe desde logo explicitar que as “fronteiras” do grupo étnico eram fluidas e (ou) porosas, como desenvolve Barth (1998). Ou seja, no desenvolvimento do texto devo sempre mencionar um grupo, coortes, subgrupos, etc., numa perspectiva generalizante, como se todos os indivíduos, em “ordem unida”, marchassem sob a mesma batuta. Nada seria mais falso, pois tenho ciência das individualidades dos membros do agrupamento social; embora fronteiras étnicas possam ser desenhadas em função de signos identificadores: “A pertença étnica não pode ser determinada senão em relação a uma linha de demarcação entre os membros e os não-membros. Para que a noção de grupo étnico tenha um sentido, é preciso que os atores possam se dar conta *das fronteiras* [grifo meu] que marcam o sistema social ao qual acham que pertencem e para além dos quais eles identificam outros atores implicados em um outro sistema social” (*Idem*: 152).

aumento das migrações internas cujo raio de abrangência incluía Santa Catarina, Rio Grande do Sul e São Paulo. Com efeito, as gerações subsequentes aos pioneiros tiveram tempo de amadurecer os seus contatos com a sociedade curitibana, além do fato de o período referir-se da mesma forma à intensa atuação da liga pangermânica e as questões de caráter nacionalista que se colocam em discussão na época, desembocando na Primeira Guerra Mundial (Nadalin e Fabris, 2012).

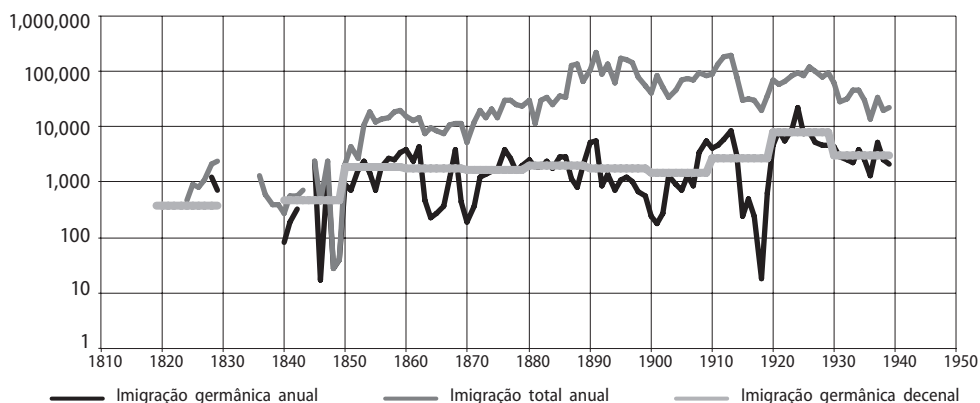
A associação e disposição dos dados coletados nas fichas de família levaram-me a algumas constatações e análises a respeito da fecundidade no referido agrupamento étnico (Bideau e Nadalin, 2011). Como ficou implícito acima, os casais que iniciaram a vida matrimonial na comunidade luterana foram agrupados em coortes, ou seja, em três subgrupos de histórias de famílias, distanciados entre si por mais ou menos uma “geração” (20 a 25 anos). Para cada uma dessas unidades foram obtidas as descendências finais ou completas, calculadas a partir das taxas de fecundidade. Àquelas famílias cujos ciclos matrimoniais iniciaram-se entre 1866 (ano em que começaram os registros na comunidade) e 1894 foram contabilizados de seis a sete filhos em média, enquanto durou o período de fecundidade da mulher ou enquanto o casal deliberadamente se expôs ao risco da concepção (ou ainda, finalmente, enquanto durou a união). O grupo subsequente, cujas famílias foram constituídas entre 1895 e 1919, nas mesmas condições gerou um número menor de filhos, quatro a cinco por casal, também em termos médios. Finalizando, para o último subgrupo –casais formados entre 1920 e 1939–, foi observado um número médio em torno de dois a três filhos nascidos vivos, o que permite supor, de uma coorte a outra, uma queda significativa da fecundidade, principalmente no período entre-guerras. Coerentemente com os dados obtidos para a primeira coorte, é interessante observar que, como foi mencionado na epígrafe acima, Christian August e Christine Friedericke tiveram seis filhos ao todo, apesar dos transtornos ocasionados pela imigração alemã. Todos casaram entre 1875 e 1888, na Igreja Evangélica, com exceção de Anna Luisa, unida a um jovem austríaco e católico; este casal teve sete filhos. Também sete tiveram Emma Emilie, Gustav Hermann e Maria. Fani, cinco e Emilie Bertha e Emil Robert, quatro filhos.

Essas observações indicam que o número de crianças nascidas no seio das famílias formadas durante a segunda metade do século XIX ajudou especialmente a garantir o crescimento da comunidade étnica. A diminuição da fecundidade de uma coorte a outra explica, por sua vez, a queda no crescimento natural do grupo durante o século XX, sobretudo a partir da década de 1920. Tal fato foi compensado pelo grande afluxo de novos imigrantes de origem alemã no mesmo período. Com efeito, entre 1920 e 1939, a imigração alemã no Brasil bateu todos os recordes, em números absolutos, alcançados no século anterior (Gráfico 1).

A fecundidade diminuiu de um subgrupo a outro. O que isso significa? No âmbito da “transição demográfica” este tipo de evidência não é importante em si mesma, pois é consistente com o que se observou em centenas de casos, independentemente da época considerada e das culturas e categorias sociais envolvidas. Nesse sentido, portanto, o trajeto trilhado pelo grupo de imigrantes alemães e seus descendentes em Curitiba de

1866 a 1939 não foi muito diferente daquele percorrido pelas populações em geral, no caminho para a modernidade, ainda que a cronologia e (ou) a geografia possa variar quando se estuda um ou outro grupo populacional (destacado seja por suas características étnicas, socioeconômicas, regionais, etc.).

Gráfico 1
Imigração germânica (alemã e suíça) e imigração total. Brasil. 1819-1939



Fuente: Neiva e Carneiro, 1950: 60-61.

O que importa, realmente, é que a referida trilha consistiu na experiência única e original de um determinado grupo social, uma realidade caracterizada pela dinâmica dos contatos culturais, combinada com a complexificação das relações sociais intra e interétnicas oriunda dos processos migratórios e da urbanização. É neste quadro de transformações que devemos situar a diminuição da fecundidade observada. Ampliando o foco, assim também entendendo o amplo espectro de modificações que implicaram a alteração da estrutura da família no Ocidente (Shorter, 1977). Em suma, as relações a serem estabelecidas a partir dos comportamentos reprodutivos no grupo colocam-nos algo a explicar e a compreender.

Pois, de fato –e completando uma observação anterior–, o “imigrante alemão” poderia ser encontrado na Igreja, e do mesmo modo na escola, congregado em associações de canto, de ginástica, de tiro; entretanto, era, sobretudo, visível na “família” e constituindo unidades domésticas. A Igreja Luterana, um associativismo típico, e as instituições fundadas e organizadas pelos imigrantes acabaram por alimentar a consciência étnica; porém, era basicamente na unidade familiar que o grupo se reproduzia.¹¹

É preciso novamente enfatizar que a organização social característica do grupo estava estreitamente vinculada tanto ao dinamismo das atividades urbanas quanto às relações

11 Conquanto Roche esteja a tratar principalmente das colônias rurais teuto-riograndenses, creio que é possível generalizar sua afirmação de que “a família constituía, para os recém-chegados, a célula fundamental. [...] A família, fechada em si mesma, exerceu, assim, uma função social basilar” (Roche, 1969: 600).

étnicas estabelecidas. Esta íntima associação intervinha na recriação da unidade doméstica e nos laços de parentesco estabelecidos. De modo que a consequente estrutura social no interior do grupo interferia nas escolhas matrimoniais, na divisão do trabalho, definindo os diversos papéis no interior do domicílio e, mais amplamente, na família. Assim é que, na história dos casamentos de Gustav Hermann Strobel, de seu irmão Emil Robert e de suas irmãs Emilie Bertha e Maria, para além dos vínculos etnoculturais e religiosos, são fortes das evidências de que haveria entre as famílias dos noivos vínculos profissionais. Tais vínculos poderiam funcionar como “porta para a integração, ainda quando os indivíduos envolvidos nessa rede de sociabilidades tinham a mesma origem e viviam a mesma condição de imigrantes”. Em outras palavras, as relações e ligações profissionais teriam sido “a primeira porta para integração dos membros da família à cidade e à comunidade germânica” (Machado, 1998: 49; 50; 52). Nessa lógica, eu poderia, inclusive, me perguntar até que ponto os nexos profissionais não condicionariam a escolha dos noivos e das noivas. Porque, ainda de acordo com a autora acima referida, teríamos que esperar as gerações seguintes da linhagem Strobel para detectar sinais de individualidade nas escolhas dos cônjuges (Machado, 1998: 61).

De modo que, sintetizando, também extrapolando muitas vezes a casa e a unidade conjugal, as relações sociais reproduziam-se no microcosmo da trama estabelecida entre as ligações profissionais e de amizade, de compadrio, de vizinhança, de clientelismo e porventura outras construídas no interior do grupo a partir da unidade familiar. Tais conexões estavam fundadas na possibilidade de uma ampla definição de parentesco, e nem sempre se restringiam às relações consanguíneas e afins. Esta é uma probabilidade que eu gostaria de aventar no quadro que se está definindo, atributo de muitas sociedades tradicionais.

Essas características adquiriam um colorido especial quanto tratamos de uma parcela importante de emigrantes que, ao partirem, deixavam para trás pais, avós, tios e outros parentes. A história de uma amizade construída num contexto de “imigração” é exemplar, reforçada posteriormente por laços estabelecidos por ocasião do casamento.

Em 1874 uniram-se matrimonialmente na *Deutsche Evangelische Kirche*, em Curitiba, Carl August Langermann (24) e Wilhelmine Lindemuth (19), sendo padrinhos o casal Johann (35) e Emilie (*née* Schlottag) (30). Anos mais tarde, Emma, primogênita dos Langermann, casou-se com Otto, o primeiro filho varão de Johann e Emilie Mehl.¹² Não foi por acaso que Otto era afilhado da mãe da noiva, que o batizou quando solteira. As histórias das famílias constituídas pelos dois casais cruzaram-se ainda em Joinville, a antiga Colônia Dona Francisca, provavelmente pelo fato de serem, todos, originados da Pomerânia e falarem o mesmo dialeto, pela circunstância provável de que devem ter decidido juntos a mudança para Curitiba e, finalmente, pela vizinhança – instalaram-se

12 Casaram-se em Curitiba no ano de 1872, mas tiveram a primeira filha em Joinville, em Santa Catarina, em 1870. Otto foi o primeiro filho nascido em Curitiba.

na região colonial na periferia norte da capital paranaense-;¹³ enfim, além dos vínculos de casamento que dessa forma estabeleceram, pelo reforço do compadrio: a última filha do casal Langermann recebeu o mesmo prenome de Emilie (Mehl), sua madrinha (Nadalin, 2011).

As circunstâncias da imigração e do “migrar de novo” impediam que relações “parentais” mais amplas existissem, pelo menos nos moldes de uma sociedade estável: é exemplar o fato de que Wilhelmine, a mulher de Carl Langermann, não tivesse parentes em Curitiba.¹⁴ Portanto, num contexto como esse, podemos imaginar que vínculos pessoais criavam-se e se desenvolviam muito mais facilmente.¹⁵

Em verdade, esses vínculos constituíam alicerces de uma solidariedade comunitária, base de uma futura identidade étnica construída pelo grupo social e religioso ao qual pertenciam. Isso tudo me permite supor que esta história poderia ser generalizável numa comunidade fundada por imigrantes, inclusive nas décadas seguintes.¹⁶

Características do comportamento reprodutivo do grupo

Quando reconstituímos famílias em acordo com técnicas da demografia histórica, partimos do cerne demográfico, seu núcleo reprodutivo, ou seja, o casal e seus filhos. Ora, considerando-se a premissa de que a reprodução de uma população é parte substantiva de sua própria reprodução social, o “imigrante”, como membro da comunidade étnica, não só reproduzia a si mesmo nos seus filhos: recriava, pela reprodução biológica, parcela das gerações sucessivas que compuseram o agrupamento social na sua duração e, nos seus alicerces, a *matéria demográfica* tanto do grupo como de uma determinada visão de mundo –etnicamente reconstruída, repito.

Em consequência, este quadro deve se constituir no cenário necessário para que se possam explicar os comportamentos demográficos dos homens e mulheres, sujeitos das pesquisas que sustentam esta comunicação. Para fazer isso, teremos de ampliar um pouco

13 Não é possível ir mais longe, pois carecemos de informações relacionadas à região pomerana de onde provinham e, mesmo, se viajaram juntos da Europa para o Brasil.

14 Pelas indicações possibilitadas pelos registros paroquiais e pela reconstituição de famílias, deixou seus parentes mais próximos em Dona Francisca.

15 O fenômeno da migração e do desarraigamento familiar consequente impediu a observação de alternâncias de gerações no compadrio, como Woortmann verificou em Dois Vizinhos, no Rio Grande do Sul. Segundo a antropóloga, algumas estruturas são evidentes na colônia por ela estudada. Uma delas refere-se ao estabelecimento de relações de reciprocidade entre o afilhado e seu “pai espiritual”, que paga sua dívida apadrinhando o neto de seu padrinho (Woortmann, 1995: 201). Se não foi bem assim, algo semelhante ocorreu em Curitiba: Wilhelmine Lindemuth, ainda solteira, foi madrinha de *Otto*, filho de *Johann Mehl*; mais tarde, depois de casada sua filha com o afilhado, este foi, por sua vez, padrinho do sétimo filho de *Wilhelmine* (justamente nominado *August Otto Gustav*). Resgatava, assim, sua dívida com a madrinha (Nadalin, 2011).

16 O período denominado de “Grande Imigração”, que se iniciou no Brasil na conjuntura abrangida pelas décadas de 1850 e 1860, terminou teoricamente com a Crise de 1929. Entretanto, o período 1930 até 1940 assistiu ainda a uma substantiva imigração de alemães no país.

as constatações anteriores, articulando as taxas de fecundidade com a idade média da mãe ao casar e ao dar à luz o último filho.

Os dados quantitativos já apresentados, que pretendiam expressar a evolução global da fecundidade em termos da descendência final gerada por uma parcela dos casais do grupo, revelam muito mal a complexidade da análise. Cabe, pois, deter-se um pouco mais sobre a questão, tendo em mente que a apresentação pretendida a seguir constitui um breve resumo de análises demográficas já realizadas (Bideau e Nadalin, 2011).

O número de crianças nascidas em cada mil mulheres, em função da idade da mulher por ocasião da maternidade, pode ser traduzido graficamente em curvas, cujo desenho expressa um comportamento reprodutivo “médio”, para cada um dos conjuntos de casais agrupados nas três coortes antes referidas. Assim, os traços concernentes às taxas de fecundidade do primeiro subgrupo de famílias (casamentos de 1866 a 1894) apresentam uma forma convexa, própria de populações que não limitam voluntariamente a prole. Essa convexidade revela histórias de mães que, no decurso dos anos, tiveram sua fecundidade diminuída gradual e “naturalmente” até uma idade média de 38.6 anos. Grande parte destas mulheres, portanto, utilizou praticamente todo o ciclo de vida fértil para constituir suas descendências (6.8 filhos, em média).

Nos dois subgrupos seguintes (1896-1919 e 1920-1939), a ruptura com o padrão apresentado na primeira coorte é evidente, não só pela diminuição continuada da fecundidade (4.6 e 2.6 filhos, respectivamente). Essas diferenças traduzem-se na redução dos níveis das curvas e, o que é talvez mais significativo, na concavidade delineada pelos seus traços. Na segunda coorte, observa-se com certa clareza que, uma vez atingida a descendência desejada pelos casais observados, estes começaram a utilizar o que os demógrafos chamariam de freios contraceptivos. No último grupo de casais da comunidade étnica as evidências parecem indicar comportamentos de controle da prole desde o início do casamento, o que explicaria a tendência a uma descendência mais débil.

A utilização de métodos contraceptivos revela-se, igualmente, pela diminuição da idade média em que as mulheres tiveram seus últimos filhos. Aqui também se visualiza a ruptura: de 38.6 anos na primeira coorte para 34.6 anos na segunda.¹⁷

É interessante ainda anotar, pelo seu significado, que essas mudanças foram acompanhadas por transformações na nupcialidade. Assim, a idade média com que as mulheres se casavam pela primeira vez aumentou de um período de casamento a outro, expressando-se nas médias de 21.1, 21.9 e 23.1 anos, respectivamente. Em outras palavras: do primeiro para o terceiro subgrupo, as jovens da comunidade retardaram dois anos em média o casamento. De modo que o decréscimo da fecundidade revelava-se também no encurtamento das histórias maternas: na primeira coorte as mulheres atingiam sua

17 Tendo em vista o “corte” em 31 de dezembro de 1939, a grande maioria das mulheres da coorte iniciada em 1920-1939 não pôde ser acompanhada até a idade de 45 anos, o que explica o fato de não ter sido calculada a idade média da última maternidade para estas mães.

descendência final ao cabo de 17.5 anos, em termos médios; nas coortes seguintes estes ciclos diminuíram substancialmente, para 12.7 e 11.5 anos.¹⁸

Essas análises salientaram que as famílias pioneiras parecem ter mantido um comportamento reprodutivo semelhante ao de seus pais e avós, se valer a generalização realizada a partir de estatísticas relativas a alguns Estados alemães (Ministère du Travail et de la Prévoyance Sociale, 1907: 209). Numa comparação da fecundidade, superpondo-se as curvas, foi observado que tais estatísticas são coerentes, isto é, que existem semelhanças nos seus níveis e no seu traçado, relativamente convexo (Bideau e Nadalin, 2011: 87). Trata-se, naturalmente, de uma constatação provisória, pois está fundada na hipótese de que as gerações das mulheres alemãs, observadas de uma forma agregada no período anotado de 1876 a 1880, mantiveram um comportamento demográfico no mínimo parecido.

Entretanto, tal não aconteceu com o início da idade reprodutiva. De fato, os rapazes e moças do grupo casavam-se em média mais cedo do que seus conterrâneos, que não emigraram. Eu me refiro às mulheres em especial: aqui, em torno dos 21 anos; lá, entre os 26 e 27, se pudermos, como antes mencionei, generalizar algumas estatísticas alemãs do período. Ou seja, uma diferença beirando aproximadamente cinco anos e meio.

As médias exemplificadas para a Alemanha correspondem mais ou menos ao padrão ocidental de casamentos, baseado em idades tardias tanto para os homens como para as mulheres. Por outro lado, ao iniciarem seus ciclos matrimoniais em Curitiba, tanto imigrantes de origem germânica como alguns dos seus descendentes, todos pertencentes ao primeiro subgrupo em análise, aproximavam-se de um padrão brasileiro de início da vida reprodutiva.

É muito provável que a antecipação da idade ao casar tenha refletido uma mudança na articulação terra-demografia, fruto da migração. Parece que tal relação, no caso curitibano, estava ligada à concessão gratuita ou subsidiada de terras aos colonos estrangeiros na periferia da cidade, o que teria facilitado o estabelecimento, pelos jovens, de um domicílio próprio. Em todo o caso, as explicações encontram-se em aberto, e poderíamos até nos perguntar em que medida a situação de pioneirismo, articulada às dificuldades iniciais de instalação, não teria levado os pais a incentivar um casamento mais precoce para os seus filhos.

As histórias de vida que se desenvolveram já no século xx, concernentes às famílias formadas, na maioria, por cônjuges “teuto-brasileiros”, assinalaram uma dupla revolução comportamental em relação à coorte precedente: uma, malthusiana, traduzida no adiamento da idade ao casar, e outra, neomalthusiana, manifesta no emprego de métodos contraceptivos (MacFarlane, 1990: 45). A partir dessas constatações empíricas, o problema que me ocupa aqui é de saber *por que* e *como* tais mudanças se produziram,

18 A média para este último período foi provavelmente subestimada, pois se supôs, para anotá-la, que a última maternidade manteve-se no mesmo patamar do segundo para o terceiro grupo, o que não deve ser o caso.

considerando de início que estas mudanças parecem se relacionar à “transição demográfica” (e à complexidade dos seus mecanismos)¹⁹ e à questão do quadro teórico de uma identidade étnica inscrita num processo de urbanização. Questão complexa, uma vez que carecemos de fontes documentais que permitam invadir tão francamente a intimidade destes casais. A única forma de tentar resolver o problema baseia-se numa metodologia de tateamentos sucessivos, a partir das cifras calculadas, e fundamentadas em alguns sistemas teóricos já conhecidos.

As primeiras explicações que dão conta deste processo repousam sobre a ideia de que a fecundidade teria diminuído em função da queda da mortalidade, notadamente a infantil. As razões da transição deveriam, portanto, residir numa só causa, isto é, no melhoramento das condições de saúde pública e do saber médico.

É evidente que o fator mortalidade e morbidade não deve ser desdenhado, uma vez que este fenômeno efetivamente ocorreu durante o século XIX. No caso brasileiro, em especial, observa-se uma diminuição deste fenômeno a partir dos anos 1860, assinalando-se uma queda bruta da mortalidade a partir da década de 1930 (Nadalin, 2004: 143); tal fato deve ter se refletido no grupo em questão. Com efeito, algumas análises permitem aventar a hipótese, ainda muito preliminar, de uma situação privilegiada da comunidade nesse sentido (Macedo, Burmester e Nadalin, 1984).

Entretanto, não descartando essa explicação, acredito que seja possível escapar às modelizações que tendem a ser um tanto mecanicistas, dada a complexidade da realidade social. A maioria dos autores tem concordado com a necessidade de se estudar de forma especial o casamento e a fecundidade como variáveis intervenientes no processo global da transição demográfica (MacFarlane, 1990: 34-62).²⁰ O início da idade reprodutiva e a fecundidade, antes de serem fenômenos puramente biológicos, constituem-se em manifestações culturais.

Assim sendo, eu chamaria a atenção para a dicotomia já amplamente conhecida, que opõe às estruturas familiares típicas das sociedades tradicionais camponesas e pré-industriais à família nuclear individualista, característica das sociedades ocidentais ou, num sentido mais amplo, da modernidade. Mesmo adequada aos nossos propósitos, a perspectiva de análise escolhida reforça a importância de uma linearidade do fenômeno.

Como se apresentariam tais ciladas teórico-metodológicas? Primeiramente, como ilusão de uma sincronia absoluta na alteração dos comportamentos, obscurecendo na história a convivência contraditória do moderno com o tradicional. De outra parte, o historiador que trabalha com métodos quantitativos deve ter consciência de seus limites.

19 “Precisamente, como e por que sobreveio esta transição é um dos maiores enigmas com que se defrontam os historiadores da demografia” (Hobsbawm, 2005: 272).

20 Esta teoria foi amplamente discutida, tanto como explicação e como previsão. Ao mesmo tempo, o conceito parece ainda pertinente quando nós o inserimos numa perspectiva histórica (Therborn, 2006: 338-339).

Não obstante o rigor que as técnicas particulares permitem ao pesquisador, ele deve ter presente que os dados obtidos também dissimulam contradições.

Nesse aspecto, é sintomático que as famílias alemãs do subgrupo pioneiro revelassem, a partir da distribuição dos filhos gerados, um certo equilíbrio entre o número de famílias pequenas, médias e grandes –respectivamente de dois a quatro, cinco a sete, e oito a dez filhos–, o que ficou sintetizado numa média de seis crianças nascidas e numa moda de sete filhos (Nadalin, 1978: 322-323).

Portanto, conhecendo os limites, a articulação das cifras com modelos teóricos –mesmo lineares– constitui-se em *démarches* extremamente férteis para a problematização da realidade. Assim, é possível perceber na coorte em evidência uma tônica de comportamentos demográficos representativos, fornecidos por certo tipo de famílias, provavelmente de origem camponesa e (ou) “pequeno-burguesa”, como a do “mestre-carpinteiro” Christian August Strobel, já mencionado (Strobel, 1987), e como foi o caso de muitos “remigrantes”²¹ originários de Santa Catarina no início da segunda metade do século XIX. Como resultado, a hipótese de que sobre as diferenças deve pairar uma certa homogeneidade –indicada pelas variáveis relativas à fecundidade– deve ser adequada para se tentar entender o processo.

A coorte dos pioneiros: o esboço de uma teoria

Dito isso, será útil tentar uma caracterização da coorte dos imigrantes pioneiros, para daí se tentar perseguir a trajetória das famílias subsequentes.

44

Año 8
Número 14
Enero/
junio 2014

No que concerne a este grupo, tenho a firme crença de que, sob as cifras apresentadas, revelava-se uma sociabilidade do tipo tradicional, ao menos para a maioria das famílias.²² Uma natalidade relativamente alta, o predomínio substantivo de casais com muitos filhos, evidenciava atitudes conservadoras dos imigrantes em relação ao casamento, à mulher e esposa, aos filhos... Para os chacareiros alemães que se instalaram em Curitiba no terceiro quartel do século XIX, uma criança era um “bem útil a ser produzido”. Pois, instaurando na periferia da capital paranaense um sistema doméstico de produção, o tamanho da prole era fundamental para a sobrevivência do colono; constituíam os filhos um investimento necessário e lucrativo, no sentido de que não pretendiam somente produzir para a própria subsistência, mas para criar excedentes a serem colocados à disposição do mercado urbano (criação de pequenos animais, produção de laticínios e hortigranjeira).

A sociedade era patriarcal igualmente para um artesão deste mundo protoindustrial que dependia ao mesmo tempo de seus filhos e de uma “economia de salário familiar” (Therborn, 2006: 42). Nesse cenário, a história de Gustav Hermann Strobel é coerente

21 Imigrantes que migraram novamente.

22 Willems, por exemplo, assinala que entre os imigrantes de tradição camponesa era comum uma organização domiciliar do tipo “família tronco” (1980: 302). Ver também Seyferth, 1999: 295-296.

com o trabalho imigrante alemão em Curitiba no século XIX. Em suas memórias, ele se lembra de como ele e seus irmãos, ainda pequenos, ajudavam a mãe nos trabalhos domésticos, na horta e nos cuidados com os animais. Enquanto o pai saía para trabalhar, a mãe era especialmente solicitada, pois, “como a nossa casa ficava a pouca distância do caminho que vinha de Joinville, muitos alemães que vinham de lá paravam em nossa casa, como também os que trabalhavam nas redondezas passavam e hospedavam-se por alguns dias” –com pensão completa, diga-se de passagem– (Strobel, 1987: 61; 63).

Quando atingiu a idade, passou a acompanhar o pai (e, mais tarde, também seu irmão). Com certa amargura, ele se reporta ao salário que recebia por seu trabalho na cidade:

Trabalhamos por cerca de onze meses nessa obra. Apesar do ganho modesto, meu pai conseguiu economizar alguns cem mil réis, incluindo o meu salário. Pelo trabalho de cozinha, o qual ficava sob meus cuidados, ele me prometeu oito vinténs por semana (8 vinténs são 160 réis),²³ os quais, somados, dariam uma importância razoável. Porém, estou esperando até hoje por esse pagamento. Naturalmente, com os devidos juros! Meu pai exigia que seus filhos trabalhassem sem remuneração para seus genitores até os 24 anos, e afirmava que, na Alemanha, era esse o costume. Ele me explorou bastante, pois sempre obedeci e fiz o que ele exigia; porém, nem por isso eu me rebelei e, ao contrário, sou grato a ele, pois aprendi a economizar e trabalhar, o que é o importante, e é o que todos deveriam aprender, porque assim não haveria tantos vagabundos e perdulários neste mundo! (Strobel, 2014: 118-119).

“Na Alemanha era este o costume.” De fato, lá, ou aqui, como fez Christian August com seus filhos, o artesão deste mundo que se perdeu²⁴ “desenvolveu uma estratégia de sobrevivência baseada na reunião das contribuições, viessem ou não de salários de todos os membros da família, tanto dos filhos quanto da mãe/esposa” (Therborn, 2006: 42). O imigrante era um *pater famílias*, provedor, administrador de uma empresa familiar que exigia muitos esforços e que, ainda (segundo o autor em referência), detinha o poder de “expulsar de casa os mal pagos jovens desobedientes”.

As crianças nascidas num mundo onde esses mecanismos se enquadravam eram, via de regra, legitimadas pelo casamento –ou, excepcionalmente, por uma união estável de caráter consensual–. Nesse contexto, pode-se afirmar que não passava pela cabeça desses imigrantes o controle da natalidade. Nesse sentido, chamo a atenção para o que o historiador demógrafo leria nas entrelinhas do relato de Gustav Hermann: “Tendo passado dificuldades em Joinville, aqui no Paraná ainda ficamos em pior situação. Meu pai não conseguira outros trabalhos; créditos, como recém chegados, também não tínhamos. Logo após nossa chegada em São José, nossa família aumentou mais uma vez. Era uma menina, e com isto mais uma boca a ser saciada” (Strobel, 1987: 47). Ele se referia a Maria,

23 Conversão realizada pelo autor (cf. original).

24 Parodiando Peter Laslett.

nascida em 08.07.1855 e que, pelos meus cálculos, teria sido concebida por volta do mês de outubro de 1854, numa cabine apertada do veleiro Florentin.²⁵

No universo mental tradicional,²⁶ bem aproveitar a fertilidade de uma união significava vantagens sociais e econômicas e, numa relação de reciprocidade, amparo na velhice. De outro lado, antes mesmo de Malthus, os camponeses da cristandade ocidental já tentavam escapar às barreiras da miséria retardando a união matrimonial ou mesmo –solução extrema– optando pelo celibato definitivo. À medida que a emigração significou a superação de uma série de obstáculos apontados por este autor, podemos perguntar até que ponto isto não significou também a possibilidade da emergência de outro modelo familiar no país de acolhida.

Eu me refiro ao caso concreto e muito especial de grande parte dos casais que constituíam o subgrupo de imigrantes alemães pioneiros em Curitiba, cujo início da história familiar ocorreu no interior de um enclave. O adiantamento da idade do primeiro casamento e a manutenção de uma fecundidade relativamente alta poderiam responder aos traumas, medos e anseios da migração e, principalmente, ao choque cultural característico da fase marginal. Tal comportamento demonstraria, mais uma vez, a flexibilidade dos regimes demográficos não só em relação à economia, como mostram alguns autores, mas também em relação às condições socioculturais de existência (Therborn, 2006: 340-341).

Num sistema camponês herdado (e, mesmo, entre a pequena burguesia constituída pelos artesãos e comerciantes das pequenas cidades européias), no qual se inseria a maioria dos remigrantes e imigrantes que se localizaram no planalto curitibano, os estímulos à nupcialidade e à maternidade afloravam sempre que não houvesse obstáculos. A facilidade de acesso à terra e a promessa de um mercado para a colocação dos produtos excedentes da subsistência e de serviços combinavam-se com as exigências herdadas de definição de um *status* social fundado na projeção de uma família grande no seio da comunidade. Este *status* harmonizava-se, igualmente, com uma tradição de masculinidade que se revelava no direito a uma esposa fértil e a muitos filhos.

De modo que, num tal ambiente, não é difícil entendermos a elevada ocorrência de crianças concebidas antes do casamento nesta primeira coorte (1866-1894). Estas eram práticas correntes ainda na segunda metade do século passado, pelo menos em algumas

25 Algumas páginas antes, Gustav, ao relatar a viagem de Joinville a Curitiba, em abril deste ano de 1855, informou sobre as dificuldades da viagem, realizada no lombo de mulas: “Minha mãe e a irmã, que não estavam habituadas a montar, frequentemente também desmontavam e seguiam um tempo a pé. Minha mãe, que além de bem gorda *estava grávida*, também sofria bastante com a viagem e seguia por isso, num ritmo lento” (Strobel, 1987: 44, sem grifo no original). O veleiro Florentin partiu do porto de Hamburgo em 30 de setembro de 1854, e chegou em São Francisco do Sul em 20 de novembro de 1855 (Böbel e Thiago, 2001: 172).

26 Hobsbawm, descrevendo o mundo na década de 1780, informa que a “cidade provinciana ainda pertencia essencialmente à sociedade e à economia do campo” (2006: 30). Acredito que é ainda possível caracterizar dessa maneira a sociedade europeia pré-industrial no século XIX.

regiões da Alemanha (Shorter, 1973). Da totalidade dos casais que permaneceram na comunidade até pelo menos o nascimento do primeiro filho, verificamos que, em cada dez noivas observadas, pelo menos duas (21.3%) não tinham direito ao véu e à grinalda quando subiram ao altar –provavelmente muitas outras, pois, ao se comparar a fecundidade dos casais que tiveram filhos num intervalo maior do que oito meses depois do casamento, com aqueles cujo intervalo era de 0 a 7 meses, observamos que as taxas deste segundo subgrupo eram mais elevadas, para o conjunto dos grupos de idade–. Com efeito, seria necessária muita sorte, ou muito azar, para que um casal fosse flagrado por uma concepção, depois de uma relação mais íntima. A probabilidade de gerar após uma só relação sexual de um casal jovem e com boa saúde já foi calculada por especialistas: não seria mais do 2 a 4% (Stone, 1989: 311).²⁷ Isso significa que seria indispensável uma vida conjugal –sem nenhuma contracepção– de algumas semanas ou de alguns meses para que a concepção seja possível. Enfim, contando aquelas noivas que, já mães, também se casaram na igreja no período (8,5%), é bem provável que nenhuma mulher da primeira coorte observada chegasse virgem ao altar.

Anoto que, para este período de início de observação, reconstituí 480 casais “E” (por definição, casados fora da paróquia luterana) (Nadalin, 2001: 244). Considerando esses comportamentos relacionados ao casamento, à fecundidade e, evidentemente, à sexualidade, é possível se indagar se alguns desses cônjuges nunca se casaram. Poucos registros anotam tal possibilidade, e este laconismo nos leva a perguntar se, de fato, este tipo de união existia ou se a comunidade dava pouca importância a estes casos.²⁸

Para esse período é possível, então, concluir que o valor atribuído à virgindade feminina era certamente limitado, pois a prática de costumes tradicionais não comprometiam rapazes e moças. Por outro lado, a reputação das jovens poderia estar comprometida se “noites de provas” (*Probenächte*) se repetissem de maneira infrutífera com indivíduos diferentes. Essas características morais e estes costumes demonstravam, em verdade, a alta estima que (principalmente) os camponeses tinham pela fertilidade feminina, pois eles atribuíam um maior valor à moça grávida do que aquela que precisava provar sua capacidade de procriar (Bideau e Nadalin, 2011: 126-131; Solé, 1984: 27-38; Therborn, 2006: 340-341; Willems, 1980: 304-305).

27 Ao que tudo indica, tais dados foram obtidos por Jean Bourgeois-Pichat e divulgados num trabalho publicado em 1965.

28 É necessário observar que, a partir da instauração do Registro Civil em 1890, é possível –mas não muito provável– que alguns casais “E” fossem casados no civil, em Curitiba. Também convém fazer outra observação, a respeito do tema. Estudando as atas disponíveis nos arquivos da Comunidade Evangélica Luterana de Curitiba (uma parte das atas desapareceu), eu só encontrei uma referência oficial a este respeito. No dia 12 de julho de 1891, foi mencionada de forma bastante lacônica uma decisão concernente aos casais que viviam consensualmente, sem uma cerimônia religiosa abençoando a união: estes não poderiam fazer parte do rol de membros da paróquia (Protokoll-Buch, livro 1). Entre 1891 e 1898, os critérios da paróquia parecem ter mudado. Com efeito, a assembleia geral do dia 24 de julho de 1898, a propósito da decisão anterior da Diretoria (as atas do período não foram encontradas), decidem que as crianças cujos pais não são casados religiosamente poderiam receber o sacramento do batismo, desde que os pais se tornassem membros da comunidade (Protokoll-Buch, livro 2).

Devo insistir sobre esta análise relativa à importância dada à fertilidade do casal. Não era proibido aos jovens tomar certas liberdades com o sexo oposto, assimilados a jogos eróticos; no mundo tradicional isso se fazia sob a vigilância da comunidade, e o ato sexual poderia acontecer na condição que existisse uma promessa de casamento. Com efeito, para os casos observados em Curitiba na primeira coorte, à gravidez ou ao nascimento irregular seguia-se sempre o matrimônio. Isto foi confirmado pelo fato de que, no seio do grupo, a ilegitimidade no senso estrito do termo –isto é, a ausência do nome do pai no registro de batismo da criança– praticamente nunca ultrapassou 1 caso em 100 nascimentos.

Também quero grifar a originalidade dos comportamentos deste grupo de imigrantes e descendentes em relação a uma ideia de família. É evidente que os laços culturais que uniam esses indivíduos ao passado não eram facilmente rompidos. Nessa perspectiva, foi possível constatar a permanência de uma progenitura numerosa e de comportamentos concernentes à sexualidade características de sociedades tradicionais europeias ou de sociedade camponesas. Eu ainda agregaria, de modo igual, que a endogamia e uma economia moral definiam um horizonte para a maior parte dos membros da comunidade imigrante, também marcas do mundo “pré-industrial”.

Como já foi assinalado, o desenraizamento, a migração e o choque cultural, processos interligados, provocaram a marginalização do grupo no seio de um “enclave”. A estrutura familiar, incluindo os comportamentos sexuais e reprodutivos característicos da primeira coorte de imigrantes, seria uma consequência desta situação particular; ou seja, casar o mais cedo possível e iniciar precocemente a união conjugal. Seus objetivos seriam a sobrevivência traduzida pela função da família. Em consequência, não era o caso de reprimir a sexualidade, mas de canalizá-la para a procriação.

A situação descrita e as provas empíricas que foram recolhidas permitem supor a criação de novas solidariedades fundadas sobre a experiência comum, a vizinhança, e, enfim, sobre o estabelecimento de novas regras de parentesco. O resultado teria sido uma família, digamos, semiampliciada, construída em função das condições iniciais de inserção dos imigrantes na sociedade anfitriã; assim se contavam os pais, os irmãos, os padrinhos –no limite, companheiros de imigração e membros do grupo religioso e cultural, como vimos acima, no caso relatado dos Langermann/Mehl–, redefinindo dessa forma os fundamentos de uma nova rede de parentesco. Penso que foi sobre as bases estabelecidas por um grupo que se apunha às interferências culturais da sociedade luso-brasileira que foram construídos os mecanismos preparando a construção de uma identidade étnica e a integração do grupo na sociedade curitibana.

Após haver constatado os comportamentos herdados em relação à fecundidade e à sexualidade no subgrupo pioneiro e os signos de mudanças nas coortes ulteriores (Bideau e Nadalin, 2011: 119-139), é possível se interrogar até que ponto essas atitudes foram alteradas de uma geração à outra. Estas questões referem-se não somente à própria dinâmica dos contatos culturais e, como foi mencionado, à construção de fronteiras étnicas em

torno da comunidade; igualmente, no que concerne à inserção do grupo em uma sociedade em transformação, em pleno processo de urbanização.

Considerações finais

É possível afirmar que a história dos imigrantes alemães na capital paranaense foi marcada pelo esquecimento de certas características dos pioneiros. Na memória curitibana, sempre foram considerados como “urbanos” –no seu sentido mais moderno–, integrando e dinamizando as atividades comerciais e industriais da cidade. De fato, criaram armazéns de secos e molhados, padarias, cervejarias, lojas de ferragens e louças, diversas fábricas, e exerceram diversas profissões no ramo de serviços (em bares, restaurantes, pensões...), bem como nas profissões liberais.

Muitos ascenderam na escala social e se ligaram algumas vezes a grupos econômicos oriundos da elite luso-brasileira. Influenciado por esta memória idealizada, a sociedade curitibana construiu a imagem de que os imigrantes alemães ou seus descendentes que se proletarizaram ou empobreceram não eram alemães, mas “polacos”. Esquecimentos, preconceitos, imagens construídas sem dúvida na realidade: os nomes alemães sobre os estabelecimentos comerciais, a influência alemã sobre a arquitetura urbana, uma padaria tradicional e a igreja gótica na antiga Rua América, tudo indica remanescentes de um bairro alemão em Curitiba.

Em verdade, a origem desta memória parece residir no fato de que os filhos dos pioneiros alemães mudaram-se progressivamente da periferia para a cidade. Do fato, o geógrafo Pierre Denis, visitando o Brasil por volta do início do século XX, dava o seu testemunho: “O Paraná conta atualmente, sobretudo em Curitiba, mas também em outros centros, com uma grande população alemã, inteiramente originária de Santa Catarina; *mas esta população vive do comércio, tendo deixado a outros o trabalho na terra*” (Denis, 1910: 210, sem grifo no original). Mais ou menos assim foi o caso de Gustav Hermann que, tendo vivido sua juventude na periferia de São José dos Pinhais e Campo Largo, construiu sua casa próximo ao centro, depois do casamento em 1875. A estes se juntaram novos imigrantes, de origem mais urbana, que continuaram a chegar até os anos de 1930. Nessa época, a fase marginal já havia passado, os “outsiders” se estabeleceram na sociedade curitibana, amalgamados numa só identidade étnica. Com efeito, o mosaico de culturas que constituiu a coorte pioneira integrava-se de maneira homogênea ao caldo de uma cultura imigrante, sob a égide de uma história recriada e comum a todos.

Agrupados na segunda coorte analisada, a inserção dos imigrantes e descendentes na vida da cidade produziu-se num contexto no qual se estava criando uma nova identidade cuja (re)construção foi acentuada pelo reforço múltiplo dos elos da corrente social estabelecida com a antiga “Pátria-Mãe”. Essa situação parece ter perdurado até a Segunda Guerra Mundial (Bideau e Nadalin, 2011: 54-72). Esses laços acentuaram-se pela propaganda dos movimentos pangermânicos, veiculados pela imprensa germânica e teuto-brasileira que circulava em Curitiba. De outro lado, trama e urdidura de um mesmo tecido, a implantação na comunidade étnica dos novos imigrantes representaria uma

contradição: tese, os recém-chegados traziam sua contribuição veiculando as novas da pátria longínqua, reforçando assim a cultura imigrante; antítese, introduziam conflitos –o que pesava sobre a coesão do grupo (sem mencionar as contradições geradas pelos conflitos de “classe” que poderiam ocorrer no interior do agrupamento)–. Isso foi mencionado em outra parte deste texto.

Eu aleguei que, durante este período –estou ainda me referindo à segunda coorte de casais observados–, as modificações demográficas traduzir-se-iam principalmente pela diminuição e mudança do perfil da curva de fecundidade (Bideau e Nadalin, 2011: 79), indicando uma utilização mais frequente da contracepção. Conduzindo ao mesmo resultado, foi observado que houve uma elevação da idade em que os jovens se casavam, associado à uma diminuição da última maternidade (Bideau e Nadalin, 2011: 79 e 82). Essas mudanças no comportamento reprodutivo do grupo, de uma coorte a outra, caracterizava uma evolução malthusiana relacionada a uma verdadeira revolução néomalthusiana. Tudo indica que essas modificações inscrevem-se num contexto de transformações mais amplas e profundas, no qual se pode incluir a ruptura com a ideia de família elaborada no início da construção da identidade étnica.

A nova racionalidade imposta pela urbanização igualmente implicou uma nova atitude para com as crianças. Para os camponeses e artesãos/comerciantes da primeira coorte, as crianças constituíam um bem necessário não só para a própria sobrevivência dos imigrantes, como para o seu próprio “estabelecimento” na nova sociedade.

Gustav Hermann Strobel descreveu a luta de sua família em Curitiba para a subsistência, principalmente nos primeiros anos de imigração (Strobel, 1987: 94). Arranjavam-se como podiam: enquanto seus serviços como carpinteiro não eram conhecidos, Christian August, como outros imigrantes recém-chegados e entre outros trabalhos, cavava valas (para delimitar propriedades de lusos-brasileiros); para a esposa, com a ajuda dos filhos, cabia preparar a terra para o plantio de hortaliças e cuidar dos animais para a sobrevivência do lar. Assim, passaram os primeiros tempos, habitando em casas alugadas antes de adquirir a sua. O progresso na família foi sentido quando o pai de família pode disponibilizar cada vez mais os seus serviços como carpinteiro; sua mulher, porém, continuava a administrar a casa e seus domínios, bem como a hospedaria. As crianças ajudavam como podiam, em função das limitações que impunha a idade. Como mencionei antes, quando puderam, Gustav Hermann e seu irmão Robert Emil começaram a acompanhar o pai, auxiliando e aprendendo o ofício.

Era, pois, impossível para Christina Friederika separar família e trabalho. Entretanto, o fato de que os recursos para a vida familiar fossem fornecidos, sobretudo, por Christian August assinalava uma mudança de vida: graças a suas artes de carpinteiro, o profissional tornava-se mais conhecido e mais valorizado na cidade. Em consequência, já se visualizava uma especialização mais nítida na divisão do trabalho na empresa familiar. De qualquer modo, é de se acreditar que, para a família Strobel, “casa” e “produção” ainda se confundiam, o que era característica das sociedades pré-industriais: “Os agricultores precisavam das esposas para o trabalho da fazenda, bem como para cozinhar e criar os

filhos; e os mestres-artesãos e pequenos lojistas necessitavam delas para conduzir seu comércio” (Hobsbawm, 2005: 246).

Como foi anotado, Gustav se queixava, nas suas memórias, de seu pai nunca lhe ter dado acesso a uma boa educação, tendo-o explorado até seus 24 anos (Strobel, 1987: 94). Se foi coerente, provavelmente não fez o mesmo com seus filhos. De qualquer modo, a minha leitura das suas memórias coloca o narrador numa fase de transição: ele e alguns de seus irmãos tiveram sete filhos, outros menos, como anotei. Será entre os netos, cuja maioria iniciou a vida matrimonial junto aqueles reunidos na segunda coorte (1895-1919), que se vislumbrará a grande mudança: os quinze casais desta geração tiveram 57 filhos, ou seja, quase quatro filhos em média, um pouco menos do que a descendência teórica média calculada para aquele subgrupo, 4.6 filhos. Esses números estão próximos das descendências completas calculadas, como anotei acima.

A partir desse momento, isto é, na história dos casais constituindo a segunda coorte analisada, é muito provável que filhos comesçassem a ser vistos diferentemente, não mais como investimento, mas como despesa (Hobsbawm, 2005: 275). A valorização étnica do trabalho entre os imigrantes e teuto-brasileiros, e sua amplificação pela ideologia econômica que grassava no século XIX, fez com que parecesse aos jovens casais menos importante ter tantos filhos como na geração anterior. Assim, adotando este novo modelo familiar, os filhos dos ádvenas planejavam para eles mesmos e para seus próprios filhos um futuro melhor, adequando-se ao mundo em transformação ao qual eles pertenciam.

Por outra, a partir da segunda e ainda mais na terceira coorte, a ideia de uma vida melhor que não se limitasse à procriação tornava-se cada vez mais importante. O cotidiano nas cidades levava a uma vida mais fácil, mais tranquila, e um grande número de crianças constituía um obstáculo aos bens de consumo ofertados pelo mundo urbano. Não era coincidência que o século XIX europeu, de onde tudo indica os imigrantes e descendentes tiravam seus modelos, começava a associar pobreza e indigência.

Trata-se de uma revolução cultural ampliando nova dimensão para o casamento. No centro urbano, a família não era mais constituída como unidade de produção. De uma perspectiva masculina, os critérios para escolher a noiva mudaram. No lugar de considerações materiais, ou seja, uma esposa robusta e fértil, os homens (e as mulheres) adaptavam valores cada vez mais associados ao “amor romântico”. Progressivamente, as escolhas tornavam-se mais individuais, indicando uma flexibilização da influência da família “extensa”.

A decisão de casar fixava-se cada vez mais nos noivos, o que denotava provas de independência, mesmo num contexto relativamente restrito do mercado matrimonial, fundado sob uma prática endogâmica de natureza étnica. A conquista da autonomia tendia a retardar o momento do casamento: se, nas gerações dos pioneiros, o domicílio dos recém-casados poderia ser construído sob as asas protetoras dos pais, a partir da terceira geração a constituição do domicílio dependia fundamentalmente dos recursos dos jovens prometidos. Como é sabido, esse processo corresponde igualmente a uma tendência à “nuclearização” da família.

A modernidade implicou também o abandono de outros comportamentos mantidos pelo grupo tradicional, dando lugar à prática da contracepção e, para isso, é preciso sempre considerar a dinâmica dos contatos culturais. Neste âmbito, pressupondo a adoção de novos valores pela comunidade, há uma diminuição substancial das concepções pré-maritais. Da mesma forma, e ainda tendo como referência a urbanização, impunha-se cada vez mais uma nova moral (Bideau e Nadalin, 2011), o que resultou em atitudes, digamos, tipicamente “vitorianas” no que dizia respeito às relações sexuais.

Referências bibliográficas

- ANDREAZZA, M. L. (1999), *Paraíso das delícias: um estudo da imigração ucraniana para o Brasil, 1895-1995*, Curitiba: Aos Quatro Ventos.
- ANDREAZZA, M. L. e S. O. Nadalin (1994), “O cenário da colonização no Brasil Meridional e a família imigrante”, em *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 11, núm. 1, São Paulo: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, pp. 61-87. [Versão em inglês publicada em 1999-2000 sob o título “The context of colonization in Southern Brazil and the immigrant family”, em *Brazilian Journal of Population Studies*, vol. 2, Campinas: Associação Brasileira de Estudos Populacionais).
- BARTH, F. (1998), “Grupos étnicos e suas fronteiras”, em P. Poutignat e J. Streiff-Fénart, *Teorias da Etnicidade. Seguido de grupos étnicos e suas fronteiras de Fredrik Barth*, São Paulo: Fundação Editora da UNESP, pp. 185-227.
- BIDEAU, A. e S. O. Nadalin (2011), *Une communauté allemande au Brésil; de l’immigration aux contacts culturels, XIX^e-XX^e siècle*, Paris: INED.
- BIROU, A. (1973). *Dicionário das ciências sociais*. Lisboa: D. Quixote.
- BÖBEL, M. T. e R. S.Thiago (2001), *Joinville- Os pioneiros. Documento e história*, Joinville: Editora UNIVILLE, vol. 1.
- DENIS, P. (1910), *Le Brésil au XX^e. Siècle*, Paris: A. Colin. [3^a ed.].
- GOLFIN, J. (1973), *Vocabulário essencial da sociologia, temas e problemas*, Lisboa: Moraes.
- GREEN, N. L. (2008), “Tempo e estudo da assimilação”, em *Antropolítica*, vol. 25, 2^o sem., Niterói: Editora da Universidade Federal Fluminense, pp. 23-47.
- HALBWACHS, M. (1941), *Morfologia social*, São Paulo: Acadêmica.
- HEISLER, A. (s.d.), “Apontamentos históricos e sobre a imigração alemã no Estado do Paraná (1829-1929)”, em A. Heisler et al., *Os Allemaes nos Estados do Paraná e Santa Catarina; em comemoração do 1^o centenário de sua entrada nesses Estados do Sul do Brasil. 1829-1929*, Curitiba: Imprensa Paranaense. [Data provável: 1929 ou 1930].
- HOBBSAWM, E. J. (2004), *A era do capital; 1848-1875*, Rio de Janeiro: Paz e Terra. [10^a ed].
- (2005), *A era dos impérios; 1875-1914*, Rio de Janeiro: Paz e Terra. [9^a ed.].
- (2006), *A era das revoluções; 1789-1848*, Rio de Janeiro: Paz e Terra. [20^a ed.].
- MACEDO, I. S. de, A. M. Burmester e S. O. Nadalin (1984), “Estimativas de mortalidade adulta no grupo evangélico luterano em Curitiba, 1880-1919”, trabalho apresentado no *Seminar on adult mortality and orphanhood in the past*, San José (Costa Rica): Centro Latinoamericano de Demografia (CELADE) (ONU)/International Union for the Scientific Study of Population (IUSSP).

- MACFARLANE, A. (1990). *História do casamento e do amor: Inglaterra, 1300-1840*, São Paulo: Cia das Letras.
- MACHADO, C. da Silva (1998), *De uma família imigrante: sociabilidades e laços de parentesco*, Curitiba: Aos Quatro Ventos.
- Mappa dos habitantes da mesma cidade (Coritiba) existentes no ano de 1850*, Provincia do Paraná, Município da Capital, Estatística da população em 1850. [Manuscrito existente no Arquivo do Instituto Histórico e Geográfico Brasileiro, Rio de Janeiro].
- MARTINS, R. (1941), *Quantos somos e quem somos, Dados para a história e a estatística do povoamento do Paraná*, Curitiba: Empr. Gráfica Paranaense.
- NADALIN, S. O. (1974), “A origem dos noivos nos registros de casamento da Comunidade Evangélica Luterana de Curitiba, 1870-1969”, dissertação de mestrado, Universidade Federal do Paraná, Curitiba.
- (1978), “Une paroisse germanique au Brésil, la Communauté évangélique luthérienne à Curitiba entre 1866 et 1969”, thèse de doctorat, EHESS, Paris,
- (2001), *Imigrantes de origem germânica no Brasil; ciclos matrimoniais e etnicidade*, Curitiba: Quatro Ventos. [2ª edição].
- (2004), *História e Demografia: elementos para um diálogo*, Campinas: Associação Brasileira de Estudos Populacionais (ABEP).
- (2009), “Construindo alteridades: a trajetória de vida de um jovem imigrante no Brasil Curitiba, segunda metade do século XIX”, em *História: Questões & Debates*, vol, 26, núm. 51, julho/dezembro, Curitiba: Associação Paranaense de História/Programa de Pós-Graduação em História da Universidade Federal do Paraná, pp. 181-208.
- (2011), “Identidade e parentesco na construção e desconstrução da cultura teuto-brasileira (1876-1973)”, Curitiba, Universidad Federal de Paraná (UFPR), comunicação apresentada no I Congresso Internacional REFMUR “Famílias: complexidades do passado e do presente”, Múrcia, 1-2 fevereiro.
- NADALIN, S. O. e P. Fabris (2012), “A comunidade alemã em Curitiba e a conjuntura da Primeira Grande Guerra”, Curitiba, Universidad Federal de Paraná, comunicação apresentada no 54º Congresso Internacional de Americanistas, Viena, 19 de julho. [Inédito].
- NEIVA, A. H. e J. F. Carneiro (1950), “Movimento migratório no Brasil de 1819 a 1947”, em J. F. Carneiro, *Imigração e colonização no Brasil*, Rio de Janeiro: Faculdade Nacional de Filosofia.
- RANZI, S. M. F. (1996), *Alemães católicos, um estudo comparativo de famílias em Curitiba (1850-1919)*, Curitiba: Universidade Federal do Paraná. [Tese de doutorado].
- ROCHE, J. (1969), *A colonização alemã e o Rio Grande do Sul*, Porto Alegre: Globo.
- SEYFERTH, G. (1999), “A colonização alemã no Brasil; etnicidade e conflito”, em B. Fausto (org.), *Fazer a América; a imigração em massa para a América Latina*, São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo.

- SHORTER, E. (1973), "Female Emancipation. Birth Control and Ferlility", em *The American Historical Review*, vol. 78, núm. 3, American Historical Association, pp. 605-640.
- (1977), *Naissance de la famille moderne: XVIII^e-XX^e siècle*, Paris: Le Seuil.
- SOLÉ, J. (1984), *L'Amour en Occident à l'époque moderne*, Bruxelles: Éditions Complexe.
- MINISTÈRE DU TRAVAIL ET DE LA PRÉVOYANCE SOCIALE (1907), *Statistique Internationale du Mouvement de la Population, d'après les registres d'état civil (1907). Résumé rétrospectif depuis l'origine des statistiques de l'état civil jusqu'en 1905*, Paris: Ministère du Travail et de la Prévoyance sociale/Imprimerie nationale.
- STONE, L. (1989), *Familia, sexo y matrimonio en Inglaterra; 1500-1800*, México: Fondo de Cultura Económica.
- STROBEL, G. H. (1987), *Relatos de um pioneiro da imigração alemã*, Curitiba: Instituto Histórico, Geográfico e Etnográfico do Paraná (IHGEP).
- (2014), *Memórias de Gustav Hermann Strobel; relatos de um pioneiro da imigração alemã no Brasil*, Curitiba: Instituto Memória. [Posfácio: C. da Silva Machado e S. O. Nadalin].
- THERBORN, G. (2006), *Sexo e poder. A família no mundo, 1900-2000*, São Paulo: Contexto.
- WILLEMS, E. (1980), *A aculturação dos alemães no Brasil. Estudo antropológico dos imigrantes alemães e seus descendentes no Brasil*, São Paulo: Cia. Editora Nacional/INL/MEC [2^a ed.].
- WOORTMANN, E. F. (1995), *Herdeiros, parentes e compadres*, São Paulo: Hucitec/Brasília: Editora da Universidade Nacional de Brasília (EDUNB).

Migración paraguaya en la Ciudad de Buenos Aires (2010): distribución espacial y pobreza

Paraguayan Migration in Buenos Aires City (2010): Spatial Distribution and Poverty

Gabriela Mera

Instituto de Investigaciones Gino Germani (FSOC-UBA)

Instituto de Estudios de América Latina y el Caribe (FSOC-UBA)

Resumen

En el presente artículo se estudia la distribución espacial de los migrantes paraguayos en la Ciudad de Buenos Aires y sus interrelaciones con la distribución de la pobreza. Para ello, se toma como fuente de datos el Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010 y se realiza un *análisis socioespacial* con la integración de los datos censales georreferenciados mediante la utilización de Sistemas de Información Geográfica (SIG), con la elaboración de *mapas temáticos* y el cálculo de *indicadores estadísticos* de distribución espacial. Se observa así que la distribución (y concentración) de los paraguayos en el espacio urbano se encuentra muy vinculada a dinámicas socioeconómicas y a estrategias de acceso a la ciudad que se ven restringidas por un contexto social excluyente.

Abstract

This paper studies the spatial distribution of paraguayan migrants in Buenos Aires City and its interrelations with the distribution of poverty. The source of data used is the National Census of Population, Households and Housing 2010, and a socio-spatial analysis is performed using georeferenced data processed through Geographic Information Systems (GIS) and the construction of maps and statistical indicators of spatial distribution. Through this analysis it is considered that the spatial distribution (and concentration) of paraguayans on the urban space is closely linked to socio-economic dynamics and strategies of access to the city that are constrained by an exclusionary social context.

Introducción

La distribución espacial de los individuos y grupos sociales constituye un fenómeno complejo cuyas configuraciones manifiestan, como sostiene Bourdieu (1993), distancias y jerarquías sociales. En un territorio (urbano) marcado por relaciones de poder, la capacidad de apropiación del lugar de residencia es producto de luchas y estrategias de los actores sociales que lo habitan o quieren incidir en él. En dicho proceso, entonces, la conformación de localizaciones diferenciales remite a un entramado de relaciones que se entablan en el campo social.

La distribución espacial de la población –la invitación a dirigir la mirada hacia esa *configuración de posiciones* residenciales que puede resumirse en un mapa– da cuenta, así, de elementos fundamentales que hacen a la estructura social de la ciudad y al lugar que en ella ocupan los diferentes actores. Allí se cristalizan estrategias individuales, familiares y sociales de asentamiento, llevadas a cabo por actores desigualmente posicionados en el espacio social, que constantemente ponen en juego sus capitales específicos. Allí se manifiestan, también, la estructura urbana y las condiciones de acceso al suelo y a la vivienda que brindan el mercado y el Estado a los distintos sujetos.

El presente trabajo se propone estudiar la distribución espacial de los migrantes paraguayos en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) mediante un análisis estadístico-cartográfico que toma como fuente de datos el Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010. Se realiza un *análisis socioespacial* con la integración de datos censales georreferenciados mediante Sistemas de Información Geográfica (SIG), la construcción de *mapas temáticos* y el cálculo de *indicadores estadísticos* de distribución espacial.

58

Año 8

Número 14

Enero/

junio 2014

Pensar la distribución espacial

La preocupación sociológica (que es también social y política) por el asentamiento y distribución de los migrantes en las ciudades tiene una larga historia en las ciencias sociales. Desde los primeros estudios de la Escuela de Chicago de comienzos del siglo xx –que, desde una mirada anclada en la ecología urbana, pusieron en evidencia la importancia de comprender sus dinámicas y características– hasta la actualidad, se han desarrollado perspectivas, nociones teóricas y herramientas metodológicas diversas para explicar estos procesos.

Así como en aquellos trabajos de la ecología urbana la concentración espacial de los migrantes era entendida como un estadio transitorio en su proceso de asimilación a la sociedad receptora (Burgess, 1925; Park, 1926), en las décadas siguientes el debate se complejizó. Se entablaron, entonces, interesantes discusiones en torno a qué factores (socioeconómicos, políticos, culturales, territoriales) se entrecruzan en el asentamiento y agrupamiento espacial de los migrantes en el espacio urbano. Este fenómeno, ¿se vincula con las propias prácticas de los actores, las redes sociales y cadenas migratorias, o responde más bien a las dinámicas urbanas de la sociedad receptora, al mercado inmobiliario y a la discriminación?; ¿es un proceso positivo que refuerza los vínculos comunitarios de

los migrantes o es el resultado de procesos de exclusión social? Y, en el contexto de esta discusión, desde la literatura especializada se han propuesto diversas nociones –como *segregación espacial*, *ghetto*, *barrio étnico*, *enclave étnico*– para comprenderlo.

Este debate teórico-conceptual es sumamente complejo y excede los objetivos del presente trabajo.¹ Es importante señalar, sin embargo, que la pregunta por la distribución espacial de los migrantes se enmarca en esta línea de estudios que, tanto a nivel internacional como local, ha buscado problematizar la relación entre migración y espacio urbano en sus diversas aristas.

En la Argentina, la preocupación por el estudio de dicha distribución –que solo en las últimas décadas comenzó a desarrollarse con sistematicidad– tendió a centrarse principalmente en las *redes* y *cadena migratorias* (entre otros, Baily, 1985; Gandolfo, 1988; Devoto, 1991; Otero, 1994; Da Orden, 2000); en cambio, en la literatura local tuvo un peso menor el análisis de otro elemento crucial: el *mercado inmobiliario*. Recién en los últimos años se comienza a profundizar la investigación sobre la vinculación entre la migración y la problemática habitacional, iniciándose una línea de indagación sumamente fértil tanto para los estudios urbanos como para los migratorios (Gallinati y Gavazzo, 2011; Cravino, 2012). El presente trabajo parte de considerar los aportes de estas dos líneas de estudios de manera complementaria, entendiendo que el asentamiento de los migrantes responde a un entramado de factores vinculados tanto a su momento de arribo y a las redes sociales como a las condiciones estructurales de la sociedad receptora, donde el mercado inmobiliario y la discriminación en el acceso a la vivienda limitan o condicionan las estrategias individuales, familiares y colectivas.

Si bien no es el objetivo de este artículo adentrarse en estos múltiples factores que atraviesan (y contribuyen a conformar) la distribución espacial de los migrantes (en este caso, paraguayos), resulta necesario resaltar que lo plasmado en la cartografía es resultado de toda una serie de procesos que lo trascienden. Y que es en este marco que se producen dinámicas de distribución y diferenciación de los grupos sociales en las que el espacio es producto y productor de las relaciones, prácticas y conflictos que en él se dirimen.

La inmigración paraguaya

Los paraguayos constituyen el contingente migratorio que más ha crecido en la Argentina del último siglo: de ser la colectividad limítrofe de menor peso relativo en el primer censo nacional, su proporción se ha incrementado hasta llegar a convertirse en la población preponderante. Su volumen y características han estado influidos por múltiples factores, de corto y largo plazo, tanto en origen como en destino; pero, con el tiempo, esta dinámica se afianzó también en prácticas culturales y fue alimentada por intensas redes sociales. El Paraguay ha vivido una historia política compleja, signada por “largos años de gobiernos autoritarios, combinados con períodos de inestabilidad política en los cuales

1 Para un desarrollo del tema, véase Mera, 2008.

los civiles gobernaron durante períodos de tiempo muy reducidos, lo que profundizó la crisis económica, política y social” (López, 2010: 5). Este contexto sociopolítico contribuyó a generar condiciones expulsivas para un importante número de paraguayos y paraguayas, en particular como consecuencia de la Guerra Civil de 1947 –que generó la primera experiencia “masiva” de emigración, acrecentando la corriente existente (Flores Colombino, 1967)– y de la dictadura de Alfredo Stroessner Matiauda, que se extendió por 35 años (1954-1989).

Asimismo, el Paraguay desarrolló un modelo socioeconómico excluyente, con falta de oportunidades ocupacionales, agravado por un sistema de explotación agraria que brinda escasas oportunidades a la población campesina. El sistema rural paraguayo se caracteriza por una alta concentración de la tierra y el desarrollo de un régimen latifundista² que “ha tenido un doble efecto: la exacción de las principales riquezas naturales por una parte, y el arrinconamiento y pauperización masiva del agricultor paraguayo en un área de creciente minifundio, por la otra” (Oddone, 2010: 3). En este contexto, se fue creando “una superpoblación relativa en relación con la escasez del recurso tierra que era la principal causa de las migraciones hacia el exterior del país” (Carrón, 2008: 3). La desigualdad y la expulsión rural se conjugaron con un modelo de crecimiento económico que no crea empleo suficiente como para brindar un marco de contención de los pobladores. Como sostiene Halpern (2009: 77), “oficialmente, casi la mitad de la población del Paraguay vive por debajo de la línea de pobreza, y el Estado no ha dado respuesta a la descampesinización más que a través de la represión y el aval a la concentración de tierras y al monocultivo”. De esta manera, la expulsión rural y la falta de oportunidades para que esa fuerza de trabajo excluida se incorpore al mercado urbano colocan a miles de paraguayos ante la opción de emigrar al exterior como la única alternativa de vida posible.

En el contexto latinoamericano, la Argentina se constituyó como un destino muy atractivo por una serie de elementos, entre los que Gerardo Halpern (2009) destaca: su capacidad de absorber e incorporar esa fuerza de trabajo en los mercados locales; el desarrollo de una industrialización que, por momentos, supo brindar una opción de ascenso social; el hecho de constituir un espacio que ofreció la posibilidad de escapar de las persecuciones políticas en Paraguay y actuar desde allí sobre el lugar de origen. A todo esto se suma la formación de redes sociales que cumplen una función esencial de articulación entre origen y destino y que operan como instancias para facilitar la incorporación de los migrantes en una sociedad ajena.

La Tabla 1 sintetiza la evolución de los *stocks* de población nacida en el Paraguay y registrada por los censos argentinos a lo largo de su historia, mientras que el Gráfico 1 representa las variaciones que ha experimentado en términos relativos respecto del total de población, de los inmigrantes en general y de los provenientes de países limítrofes en particular.

2 Que comenzó desde la finalización de la Guerra de la Triple Alianza pero que fue intensificado por los gobiernos posteriores.

Como se observa en la Tabla 1, ya en el primer censo nacional la presencia paraguaya aparece registrada a nivel estadístico: alcanza a constituir 3,288 personas. Desde entonces, la evolución de este flujo debe verse desde varias miradas. Por un lado, los censos argentinos registran un constante aumento de esta población a lo largo de todo el período, con la sola excepción de una breve disminución entre los Censos de 1980 y 1991.³ Los incrementos más significativos se observan en el Censo de 1895 –crecimiento probablemente vinculado a los efectos de la Guerra de la Triple Alianza–⁴ y en el extenso período comprendido entre los Censos de 1914 y de 1947.

Tabla 1
Evolución de la población paraguaya en la Argentina
(valores absolutos y crecimiento relativo). Total del
país. Años 1869-2010

Año	Paraguayos censados	Crecimiento relativo
1869	3,288	-
1895	14,562	342.9
1914	28,592	96.3
1947	93,248	226.1
1960	155,269	66.5
1970	212,200	36.7
1980	262,799	23.8
1991	250,450	-4.7
2001	325,046	29.8
2010	550,713	69.4

Fuente: Elaboración sobre datos del INDEC, Censos Nacionales.

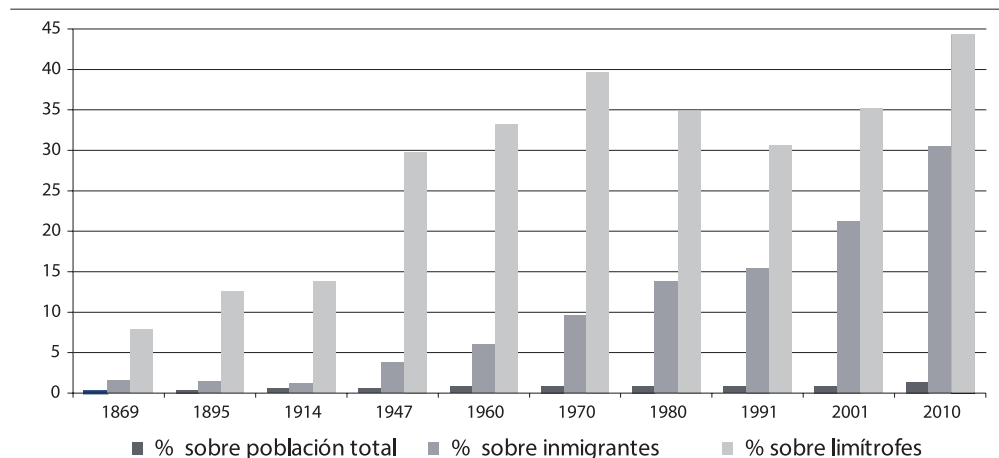
Por otro lado, la dinámica que tuvo la presencia paraguaya en términos *porcentuales* (Gráfico 1) introduce algunos elementos significativos. Los paraguayos históricamente han representado menos del 1% de la población total del país; recién en el último censo superan levemente ese valor relativo. Los mayores cambios, sin embargo, se observan en su relación con el resto de los inmigrantes en general (y con los limítrofes en particular). A partir del Censo de 1914 en adelante, el volumen de paraguayos fue creciendo en importancia respecto de la población migrante en general: de ser menos del 2% en los

3 De acuerdo con Cerruti (2009), esto refleja los efectos de la llamada “década perdida”, cuando la economía argentina se contrajo significativamente, mientras que el Paraguay logró mantener su producto bruto interno. Esto generó no solo un cese del flujo inmigratorio, sino incluso un moderado proceso de retorno.

4 La Guerra de la Triple Alianza, que se extendió entre 1865 y 1870 (y reunió a la Argentina, Brasil y Uruguay en el bando opuesto al Paraguay), fue un conflicto único en el escenario latinoamericano por su duración, el volumen de las víctimas y sus consecuencias, que fueron “de tal magnitud que todo el tejido económico, social, político y cultural de Paraguay, el país vencido, quedo deshecho” (Brezzo, 2004: 10).

primeros tres censos nacionales –el momento de mayor auge de la inmigración europea–, en la actualidad representan un 30% del contingente inmigratorio total. Finalmente, respecto del conjunto de la inmigración proveniente de países limítrofes, su importancia relativa también ha ido en aumento de censo en censo, con la excepción de las décadas de 1970 y 1980, cuando se registró una breve disminución, hasta que en el período 1991-2001 la tendencia vuelve a repuntar. En el último censo, los paraguayos constituyen casi el 45% de la población proveniente de países limítrofes de la Argentina.

Gráfico 1
Peso relativo de la población paraguaya en la Argentina. Total del país. Años 1869-2010



Fuente: Elaboración sobre datos del INDEC, Censos Nacionales.

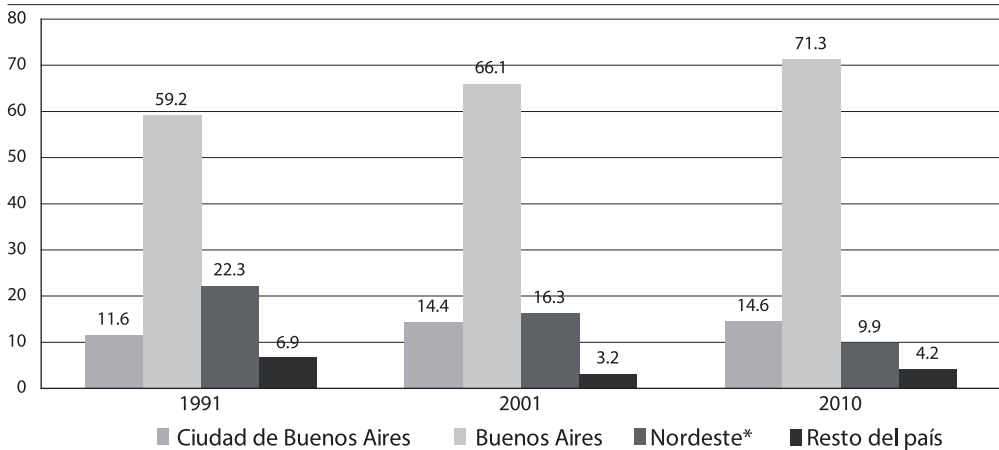
En lo que se refiere a la localización geográfica de esta población, los estudios distinguen dos corrientes principales: un primer flujo vinculado a las oportunidades de empleo agrario en el Nordeste argentino, que se localiza principalmente en las provincias fronterizas (sobre todo Formosa, Chaco y Misiones), asociado al desarrollo de la producción de algodón, la caña de azúcar, el tabaco y el té; y, desde mediados del siglo xx, un segundo flujo que se dirige de manera creciente hacia la Región Metropolitana de Buenos Aires (Benencia, 2003: 455). Es decir que la emigración paraguaya, si en un primer momento tuvo un carácter rural-rural –protagonizado por pequeños campesinos que se convierten en braceros en explotaciones forestales y en cultivos agrícolas– y frecuentemente temporario (al menos en las intenciones de los individuos en movimiento), paulatinamente adquirió un patrón de destino preferentemente urbano y de carácter permanente.

La pérdida de importancia de las provincias fronterizas como lugar de destino para estas corrientes estuvo vinculada a la crisis de las economías regionales (en particular del algodón y la yerba mate), junto al crecimiento de la demanda de mano de obra en los enclaves urbanos de la capital y el resto de la Provincia de Buenos Aires (Meichtry y Beck, 1999). En esta segunda etapa –que se consolida a comienzos de la década de 1970 y se prolonga al día de hoy–, los antiguos y nuevos migrantes se orientan progresivamente

hacia Buenos Aires. Como han estudiado diversos autores (Carrón, 1980; Marshall y Orlansky, 1983; Benencia, 2003), este proceso de concentración geográfica va a conducir a una transformación en las ocupaciones tradicionales de los migrantes limítrofes, quienes comienzan a insertarse en actividades vinculadas con el empleo urbano, particularmente la construcción, el servicio doméstico y la industria con demanda intensiva de mano de obra.

La distribución espacial de los paraguayos registrada en los últimos tres censos nacionales (Gráfico 2) muestra los efectos de este desplazamiento hacia la Provincia de Buenos Aires.⁵ En 1991 el 70% de esta población fue censada en la Ciudad de Buenos Aires o en la provincia del mismo nombre, proporción que incluso crece en las dos décadas siguientes, alcanzando a ser un 80% en 2001 y un 85% en el año 2010. De esta proporción, la amplia mayoría corresponde a la Provincia de Buenos Aires –en la Ciudad Capital se ubica en un 14% en los dos últimos censos–. Como contracara de esta concentración espacial, en la región nordestina (Chaco, Corrientes, Formosa y Misiones) se observa una disminución de migrantes paraguayos que continúa decreciendo hasta la actualidad. Así, aunque hay corrientes que permanecen en el área nordeste –particularmente en las provincias de Formosa y Misiones–, en las últimas décadas Buenos Aires se consolida como núcleo central del asentamiento de los paraguayos en la Argentina.

Gráfico 2
Distribución de la población paraguaya en la Argentina. Total del país. Años 1991-2010



*Nordeste: Chaco, Corrientes, Formosa y Misiones.

Fuente: Elaboración sobre datos del INDEC, Censos Nacionales.

Bruno (2009) señala que, más allá de cierta continuidad histórica, hubo dos momentos de afluencia inmigratoria particularmente intensos: el mencionado primer quinquenio de la década del setenta –atribuido a la crisis de las economías regionales y a la

5 Dentro de ella, como han trabajado numerosos estudios, la amplia mayoría se ha concentrado en la Región Metropolitana de Buenos Aires en particular.

demanda de mano de obra en Buenos Aires– y el primer quinquenio de la década del noventa, enmarcado en las diferencias monetarias que implicó el Plan de Convertibilidad, que, al sobrevalorar la moneda argentina, permitió “ahorrar en divisas, sea para enviar dinero al país de origen, sea para acumular y preparar una segunda etapa migratoria hacia destinos más lejanos” (Barrios y Bologna, 2007). En la última década el flujo migratorio paraguayo se intensificó debido a factores tanto de origen —un contexto signado por la subocupación, la pobreza y la desigualdad– como de destino, así como a la acción de las redes sociales consolidadas tras toda una historia migratoria.

La incorporación de los paraguayos en el mercado de trabajo urbano ha tenido características particulares. Como ha estudiado en profundidad Bruno (2008), la *construcción* (en el caso de los varones) y el *servicio doméstico* (entre las mujeres) se consolidaron como los “nichos laborales” por excelencia de esta población debido a una lógica de reclutamiento de la mano de obra en la que migrantes ya asentados recomiendan o contratan a otros familiares y compatriota, lo que retroalimenta un círculo que redunda en una estrechez extrema tanto en el acceso al mercado laboral como en el nivel de ingresos.

En la actualidad, los paraguayos en la Ciudad de Buenos Aires —según el Censo de 2010– alcanzan las 80,325 personas, lo que apenas representa un 2.8% del total de la población porteña. Difícilmente caracterizable de “antigua” o “reciente” —pues está compuesta por individuos y familias que arribaron al país en momentos históricos diferentes y que siguieron trayectorias heterogéneas dentro del territorio argentino, con numerosas idas, vueltas y re-migraciones–, la presencia paraguaya en la Ciudad de Buenos Aires asume dinámicas que conforman un universo con muchos elementos a descubrir aún. Lo que proponemos en los siguientes apartados es contribuir a este campo de conocimiento desde una perspectiva escasamente estudiada y sumamente rica para el análisis social: la dimensión territorial.

Distribución espacial de los paraguayos en la CABA

Nuestro objetivo es brindar un panorama general de las formas que adquiere la distribución espacial de este grupo migratorio en la CABA a partir de datos del último Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas —del año 2010–, sobre el cual muy recientemente comienza a disponerse de información para unidades espaciales pequeñas.

Este último censo poblacional, además de haber sido objeto de críticas por parte de diversos especialistas,⁶ desde su diseño mismo presenta características que condicionan la posibilidad de obtener datos muy desagregados espacialmente. En continuidad con la metodología implementada en los Censos de 1980 y 1991, se aplicaron técnicas de

6 Véase, por ejemplo, el informe “El futuro Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas” elaborado por la Asociación Argentina de Estudios de Población de la Argentina (AAEPA).

muestreo para relevar los datos en las áreas más pobladas del país, con el fin de simplificar el operativo censal, reducir costos y acelerar la obtención de resultados. En las localidades de más de 50,000 habitantes se aplicaron dos tipos de cuestionarios: uno *básico*, con una cantidad reducida de preguntas sociodemográficas elementales, y uno *ampliado*, que contiene la totalidad de las variables relevadas y que fue aplicado a una muestra probabilística de alrededor del 10% de viviendas. En este contexto, si para las variables relevadas en el cuestionario básico pueden obtenerse “datos exactos a cualquier nivel de desagregación geográfica (localidad, departamento, fracción, radio, manzana, lado de manzana, etc.)”,⁷ para las preguntas incluidas en el cuestionario ampliado los datos se recaban “mediante la expansión de los resultados obtenidos en la muestra de viviendas correspondiente” (INDEC, 2013: 4), lo que condiciona su acceso para unidades espaciales pequeñas. Si bien el Censo 2010 cuenta con la importante ventaja –como sucedió con el Censo 2001– de poner a disposición de los usuarios una gran cantidad de información en soporte digital –a través del *software* Redatam+SP,⁸ que permite procesar las variables de población, hogares y viviendas hasta el nivel de radio censal–, dicha información solo abarca a las variables relevadas en el cuestionario básico.

El territorio de la CABA puede subdividirse según múltiples criterios, dando lugar a divisiones –creadas en distintos momentos y de acuerdo con diferentes propósitos– que se superponen en la actualidad, como son los distritos escolares, las circunscripciones electorales, los centros de gestión y participación, las comunas y los barrios. Por otro lado, el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) realiza una división del territorio de la ciudad con fines operativos, es decir, para facilitar la tarea de recolección de los datos en el operativo censal: en orden descendente, fracciones, radios y segmentos.⁹

En el presente artículo se trabaja a nivel de *fracciones censales*, unidad espacial suficientemente pequeña como para permitir dar cuenta de las especificidades que se pretende captar a los fines de este estudio. Estas unidades espaciales constituyen divisiones que realiza el INDEC para el relevamiento censal, por lo que en modo alguno suponen áreas sociodemográficas significativas a los fines de la investigación. Por otro lado, resulta muy difícil realizar una lectura de los mapas partiendo solamente de la división por fracciones sin ubicarlas dentro de unidades espaciales que tengan cierto sentido sociocultural. En este sentido, para la lectura e interpretación de los mapas, se trabajará en constante diálogo con la división de la CABA por *barrios*.

7 Cabe aclarar que, si bien los datos relevados mediante el cuestionario básico pueden calcularse con el máximo nivel de desagregación, es dable suponer también que la Ley de Secreto Estadístico no permitirá que se publique información más desagregada que a nivel de radio.

8 Redatam+SP es un programa computacional para procesar y mapear datos de censos y encuestas para análisis local y regional desarrollado por el Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE). En la Argentina se comenzaron a publicar las bases censales encriptadas para analizar con Redatam a partir del Censo de 2001, y recientemente se incorporaron las del Censo 2010.

9 La información por segmentos censales (que constituyen el área de trabajo de cada censista) no se publica porque se encuentra protegida por la Ley de Secreto Estadístico.

Cartografía de la presencia paraguaya en la ciudad

Para comenzar a explorar las formas que adquiere la distribución de los paraguayos en el territorio de la CABA, resulta interesante contar con un valor resumen que permita evidenciar *qué tan desigualmente distribuidos* se encuentran. Y esta cuestión puede ser abordada a partir del cálculo de alguno de los numerosos indicadores estadísticos de distribución espacial propuestos por la literatura especializada.¹⁰ En el presente artículo se aplicará uno de los más utilizados en este sentido: el denominado *Índice de Segregación Espacial* (IS). Esta medida busca cuantificar el grado en que se produce una distribución desigual de los grupos a nivel intraurbano, comparando la composición social de las unidades espaciales (en este caso, las fracciones censales) con la composición de la ciudad en su conjunto. Varía entre 0 y 1 –cuanto mayor es el valor del indicador, mayor es la desigualdad en la distribución espacial–, y al multiplicarlo por cien puede interpretarse como la proporción del grupo en cuestión que debería ser redistribuida para que cada área tenga la misma composición que el total de la ciudad.

Dado que no existe un consenso acerca de cuáles son los umbrales críticos de los indicadores de distribución –es decir, a partir de qué valor puede concluirse que existe mucha o poca “segregación residencial” así entendida–, en la Tabla 2 se presentan los valores que alcanza la población paraguaya en la CABA así como también otros migrantes regionales (bolivianos, brasileiros, chilenos, uruguayos y peruanos) con el fin de obtener un panorama general que permita una mirada comparativa.

66

Año 8
Número 14
Enero/
junio 2014

Tabla 2
Índice de Segregación Residencial (IS) según país de nacimiento.
Migrantes de países limítrofes y del Perú. Ciudad de Buenos Aires.
Año 2010

País de nacimiento	IS
Paraguay	0.44
Bolivia	0.61
Brasil	0.39
Chile	0.22
Uruguay	0.14
Perú	0.36

Fuente: Elaboración sobre datos del INDEC, *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010*.

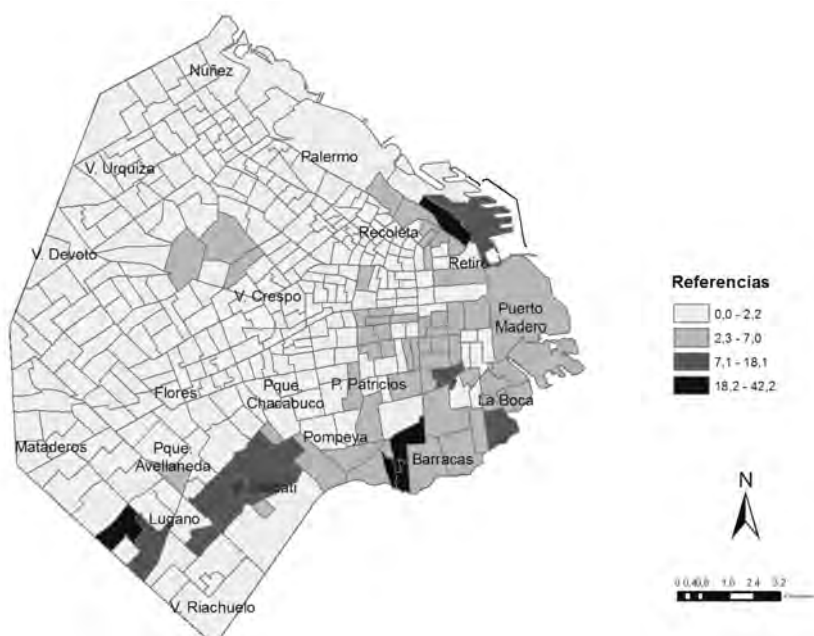
De acuerdo con el Índice de Segregación, los migrantes paraguayos presentan patrones de distribución espacial bastante diferenciados: un 44% debería cambiar de lugar de residencia para tener una representación equivalente en todas las fracciones de la ciudad (IS=0.44). No se trata del grupo migratorio más desigualmente distribuido –los oriundos

10 Véase Marcos y Mera, 2011.

de Bolivia presentan niveles mucho mayores ($is=0.61$)–, pero, en el *ranking* de la desigualdad en la distribución espacial de los migrantes de países limítrofes y del Perú, los paraguayos ocupan el segundo lugar.

Si los paraguayos no se encuentran distribuidos de manera homogénea en la ciudad, el interrogante que surge es: cuáles son las características de las pautas de asentamiento de este grupo (dónde se localizan). El Mapa 1 muestra los resultados de un primer cálculo porcentual¹¹ y evidencia que los migrantes del Paraguay en la CABA presentan una distribución espacial signada por una muy marcada diferencia *norte-sur*: se encuentran fundamentalmente en el sur y este de la ciudad –y, dentro de esta zona, en algunas áreas específicas–, y, en contraste, tienen escaso peso en el resto del territorio porteño.

Mapa 1
Distribución de los inmigrantes paraguayos por fracciones censales (valores relativos).
Ciudad de Buenos Aires. Año 2010



Fuente: Elaboración sobre datos del INDEC, *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010*.

La fracción que reúne el mayor porcentaje de paraguayos es la localizada en el límite entre Pompeya, Barracas y el sur de Parque Patricios: el 42.2% de la población de la unidad espacial. En segundo lugar se destacan sus dos fracciones colindantes (que reúnen

11 La razón entre la población paraguaya residente en cada fracción y el total de población de la fracción, multiplicado por cien. Se interpreta en términos de qué porcentaje de la población residente en dicha fracción es paraguaya. El mapa es elaborado por cortes naturales; este método de clasificación identifica saltos de valor importantes en la secuencia de valores de la distribución para crear las clases.

alrededor del 30%), otra ubicada en el noreste –entre los barrios de Recoleta y Retiro (35%)– y otra en el límite oeste de Villa Lugano (27%). Otras áreas de presencia paraguaya significativa, aunque con porcentajes menores, pueden encontrarse en distintas zonas de Villa Lugano y Villa Soldati, en el sur de Parque Avellaneda, en el sur de La Boca y en Retiro. En marcado contraste con estas unidades espaciales, en todo el norte, centro y oeste de la ciudad, la presencia de estos migrantes es muy baja o prácticamente nula: con muy pocas excepciones, los paraguayos constituyen menos del 2.2% de la población de cada fracción (Mapa 1).

Es decir que, si bien los inmigrantes paraguayos son un pequeño porcentaje del total de la población de la CABA, su distribución en ella los convierte en una presencia mucho más notoria –en términos numéricos– en algunas zonas específicas del sur y del este de la ciudad. Y estas zonas de la urbe son los lugares históricamente más degradados, signados por un ambiente predominantemente industrial, con déficit de infraestructuras y servicios y fuerte presencia de urbanizaciones informales. Pues la expansión de la CABA –que se desarrolló en particular sobre los corredores norte y oeste– estuvo ligada al ascenso social de un amplio sector de trabajadores urbanos, muchos de ellos migrantes de segunda generación, “que había estado acompañado por el acceso a la pequeña propiedad residencial y había resultado en la consolidación de una corona de barrios suburbanos” (Torres, 1992: 158). Y en este proceso se fue desarrollando un patrón de diferenciación espacial –que permanece hasta la actualidad–: por un lado, el eje norte y noroeste de la CABA, con buenos servicios de infraestructura y transporte, que fue recibiendo a la población de mayores recursos; por otro lado, la zona sur, de fuerte localización industrial, vinculada a los sectores obreros y sede de grandes conjuntos habitacionales con la mayor cantidad de villas miseria.

Los patrones residenciales observados en la CABA entre los paraguayos –que han tendido a concentrarse en el sur y este de la ciudad, y, dentro de esta zona, en algunas fracciones en particular– permiten esbozar la hipótesis de que esa distribución se encuentra vinculada a dinámicas de carácter socioeconómico. En el siguiente apartado se intentará ahondar en esta cuestión, incorporando al análisis una segunda variable vinculada a la pobreza.

Migración y pobreza

Existen diferentes formas de abordar la pobreza –todas las cuales aprehenden de manera parcial esta realidad multidimensional–, que, a grandes rasgos, pueden sintetizarse en dos líneas de análisis: a) por la vía de los ingresos, relacionada con la capacidad de consumo: corresponde al método de la *Línea de Pobreza*; y b) a través de las condiciones de vida, básicamente en relación con la vivienda: corresponde a la medición de las *Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI)*.¹² Al no disponer de datos censales sobre nivel de

12 En los últimos años se han desarrollado metodologías que combinan ambas líneas, como el Índice de Privación Material de los Hogares (IPMH). Esta medida, sin embargo, no se encuentra disponible para el Censo 2010.

ingresos, en el presente trabajo se utilizará como variable de segmentación socioeconómica la propuesta por la segunda línea de análisis, es decir, la pertenencia a *hogares con NBI*, una medida que da cuenta de situaciones de pobreza estructural, que, al utilizar datos censales, permite un detallado nivel geográfico de desagregación de la información (Beccaria y Minujin, 1991). El método de NBI identifica los hogares que no satisfacen un conjunto mínimo de necesidades básicas a partir de variables censales referidas a la calidad de la vivienda, la disponibilidad de servicios sanitarios, la accesibilidad a la educación y la ocupación del jefe de hogar,¹³ que se considera se presentan con frecuencia en situaciones de bajos ingresos y asociadas con otras dimensiones de las necesidades básicas (Formiga, 2007: 12).

El Mapa 2, que representa el peso relativo de los hogares con NBI en el total de hogares de cada unidad espacial, permite observar que la distribución de la pobreza, siguiendo la matriz histórica, presenta un marcado contraste norte-sur: tiene una magnitud predominantemente media o baja en la zona norte, centro y oeste de la CABA y un peso

Mapa 2
Distribución de la población en hogares con NBI. Ciudad de Buenos Aires. Año 2010



Fuente: Elaboración sobre datos del INDEC, *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010*.

- 13 Los hogares con NBI son los hogares que presentan al menos uno de los siguientes indicadores de privación: a) *Hacinamiento*: hogares que tienen más de tres personas por cuarto; b) *Vivienda*: hogares en una vivienda de tipo inconveniente; c) *Condiciones sanitarias*: hogares que no tienen ningún tipo de retrete; d) *Asistencia Escolar*: hogares que tienen algún niño en edad escolar (6 a 12 años) que no asiste a la escuela; e) *Capacidad de subsistencia*: hogares que tienen cuatro o más personas por miembro ocupado y, además, cuyo jefe no haya completado tercer grado de escolaridad primaria.

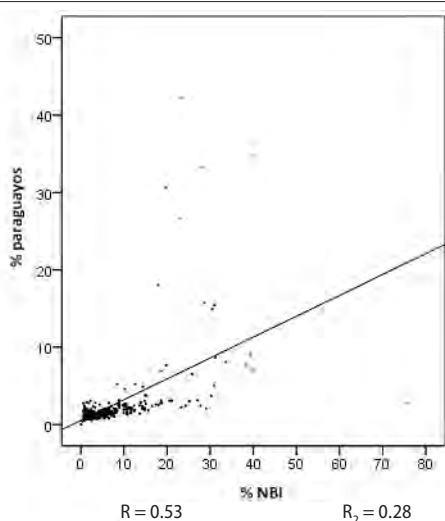
relativo alto en numerosas fracciones del sur y este, llegando a incluir en algunos casos más del 70% de los hogares de la unidad territorial.

Una primera mirada sobre la distribución espacial de la población en hogares con NBI permite descubrir que se manifiesta cierta coincidencia entre las áreas de la ciudad en donde predominan los hogares pobres y las áreas en las que se observaba una mayor concentración de migrantes paraguayos. La cuestión ahora es determinar la fuerza de la relación entre las variables consideradas, es decir, en qué medida los valores que asumen los atributos en las diferentes unidades espaciales varían conjuntamente, y en qué sentido. Como sostiene Buzai, lo que se intenta medir así es “el grado de relación y la forma que toman, acercándose a uno u otro extremo o presentando valores intermedios, en los cuales se dice que la variación conjunta no tiene correlación o que esta relación se produce al azar” (Buzai, 2003: 133).

Para obtener un valor que indique en qué medida los valores de las unidades espaciales varían conjuntamente, el Gráfico 3 resume los resultados del coeficiente de correlación *r* de Pearson¹⁴, que surge de la covarianza o variabilidad conjunta de las variables.

Gráfico 3

Correlación entre el porcentaje de población en hogares con NBI y el porcentaje de paraguayos por fracciones censales. Ciudad de Buenos Aires. Año 2010



Fuente: Elaboración sobre datos del INDEC, *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010*.

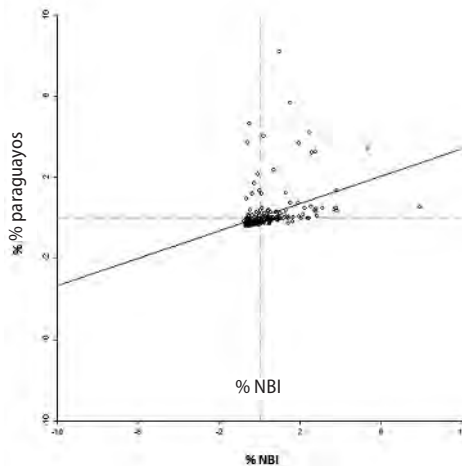
14 El Coeficiente *r* varía entre -1 y 1; si *r* = 1 significa que existe una correlación (positiva) perfecta entre las variables; en el otro extremo, *r* = -1 da cuenta de una correlación (negativa) perfecta, mientras que cuando *r* = 0 puede decirse que no existe relación lineal. Su cuadrado (*R*²), denominado coeficiente de determinación, puede interpretarse como el porcentaje de variabilidad de la variable *Y* que es explicado o es debido a la recta de regresión.

A partir del cálculo del coeficiente r vinculando el porcentaje de población en hogares con NBI con el porcentaje de inmigrantes paraguayos (Gráfico 3), puede decirse que la relación que se había observado entre ambos atributos tiene una fuerza positiva de 0.53, es decir que a mayor proporción de población con NBI, mayor representación de los migrantes paraguayos. Debe recordarse que hablar de correlación no implica una relación de causalidad: solo puede decirse que ambas variables varían conjuntamente y, en este caso, en el mismo sentido.

Habiendo observado este comportamiento en la correlación entre el porcentaje de población en hogares con NBI y el porcentaje de migrantes paraguayos en la ciudad, resulta interesante indagar acerca de *dónde* se localizan espacialmente estos casos, en qué lugares se hallan las fracciones que concentran las mayores (y menores) proporciones de población con estos atributos. Para ello, en primer lugar se procedió a la estandarización de los puntajes obtenidos (Gráfico 4), y luego se representaron cartográficamente los casos localizados en cada cuadrante, que dan cuenta de las cuatro posibles combinaciones que surgen de dicotomizar las categorías de cada variable en valor “alto” o “bajo” (Mapa 3).

Gráfico 4

Correlación entre el porcentaje de población en hogares con NBI y el porcentaje de paraguayos por fracciones censales. Puntajes estandarizados. Ciudad de Buenos Aires. Año 2010



Fuente: Elaboración sobre datos del INDEC, *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010*.

El Mapa 3 permite confirmar las observaciones que surgían al elaborar los primeros mapas sobre la distribución de los paraguayos y la distribución de la pobreza urbana: la coincidencia entre las áreas donde se concentra una alta proporción de población que cuenta con alguno de estos atributos (la condición de ser migrante del Paraguay y la pertenencia a hogares con NBI), que se localizan marcadamente en el sur y este de la ciudad. En claro contraste, casi toda la zona oeste, centro y norte concentra un bajo porcentaje de población con NBI y un bajo peso de paraguayos. En torno al microcentro y barrios

aledaños, así como en algunas fracciones de Villa Crespo, Flores, Parque Patricios y Pompeya, se observa un alto porcentaje de población con NBI pero una baja presencia de paraguayos; mientras que la situación inversa (alto porcentaje de paraguayos pero bajo peso de la población en hogares pobres) se da en diferentes fracciones, particularmente del sur de la ciudad.

Mapa 3
Correlación entre el porcentaje de población en hogares con NBI y el porcentaje de paraguayos por fracciones censales. Ciudad de Buenos Aires. Año 2010



Fuente: Elaboración sobre datos del INDEC, *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010*.

Queda, sin embargo, la pregunta: ¿en qué medida la existencia de una distribución desigual de los paraguayos se debe a su condición de migrantes, y cuánto se relaciona, en cambio, con su condición de pobres?; es decir, ¿cuál de estos factores actúa en mayor medida como diferenciador de la población en términos espaciales? Si bien esta cuestión excede los objetivos del presente trabajo, resulta interesante traer aquí los hallazgos de un estudio previo, en el que se propuso dar respuesta a este interrogante con datos del Censo 2001 (Mera, 2012).¹⁵ Pudo verse allí que la pobreza incide en la pautas de distribución de toda la población de la CABA: tanto los migrantes como los nativos residen en zonas muy distintas según pertenezcan o no a hogares pobres. No obstante, esto no implica volcarse a una interpretación que coloque a lo socioeconómico como la única dimensión explicativa de la distribución espacial de estos grupos; el mapa social de Buenos Aires presenta un universo de situaciones donde estas dos variables se cruzan de maneras muy diversas. Entre los paraguayos, en particular, la pobreza introduce una diferencia muy significativa, de manera que los que son pobres se encuentran mucho más desigualmente distribuidos y concentrados. Y la mayor disimilitud espacial se da entre los individuos que combinan ambos atributos (ser paraguayo y ser pobre), por un lado, y los que se encuentran en el punto opuesto (los que son nativos y no son pobres), por el otro. Así, es posible postular que la condición migratoria y la pobreza, combinadas, constituyen un conjunto de alto poder explicativo a la hora de brindar luz sobre los procesos de distribución espacial en este contexto.

Migración y villas

La relación existente entre la distribución espacial y las situaciones de pobreza de los paraguayos se encuentra íntimamente relacionada con la presencia de las villas de emergencia o villas miseria, las cuales, como resultado de diversos procesos históricos, se encuentran localizadas en determinadas áreas de la ciudad, muy particularmente en la zona sur. El Mapa 4, que representa las fracciones censales que contienen este tipo de hábitat,¹⁶ permite observar que las zonas de la CABA que se identificaron como las de mayor presencia de migrantes paraguayos y mayor incidencia de la pobreza coinciden justamente con la presencia de esta forma de asentamiento.

En particular, las tres áreas donde, según se mencionó, los paraguayos llegan a representar más del 30% de la población de la fracción –que figuran ampliadas a nivel de radio en el Mapa 4–, se corresponden con la presencia de importantes villas de la ciudad: la Villa 21-24 (y el NHT Zavaleta colindante) en el barrio de Barracas límite con Pompeya; la Villa 31 y 31 bis de Retiro; y las Villas 15 y 17 (y el NHT Av. Del Trabajo) en el barrio de Lugano.

15 En este trabajo se analizó la incidencia de la pobreza través del Índice de Privación Material de los Hogares (IPMH).

16 Esta representación cartográfica no abarca la totalidad de las urbanizaciones precarias de la ciudad, sino solo las más históricas (y reconocidas como tales a nivel estatal). No se contabilizan, por ejemplo, los denominados “Nuevos Asentamientos Urbanos” (NAUS), que constituyen las nuevas manifestaciones espaciales de la pobreza urbana (véase Rodríguez, 2009).

No obstante, en este planteo queda pendiente una pregunta central para pensar la problemática de la distribución espacial de los paraguayos: cómo juega la *antigüedad* de la migración en estos procesos. Esta variable brindaría algunos elementos clave para dilucidar en qué medida el asentamiento en villas constituye una forma de incorporación inicial de los migrantes pobres a las áreas urbanas o si, en cambio, es una solución habitacional de carácter permanente. Si bien los datos censales disponibles no permiten

ahondar en esta cuestión,¹⁷ puede plantearse, a modo de hipótesis, que en muchos casos impera la segunda situación y que la relación entre *cierta* inmigración y estas formas de informalidad urbana refleja la dinámica de una ciudad que plantea serias restricciones en el acceso a la vivienda para algunos grupos sociales (en este caso los migrantes del Paraguay), para muchos de los cuales la única posibilidad de asentarse en su suelo pasa por sumarse a los pobladores de las villas miseria.

En las últimas décadas, una serie de procesos socioeconómicos y políticos deterioraron las formas de acceso de los sectores populares a la ciudad (al mercado del suelo urbano formal),¹⁸ lo que contribuyó al crecimiento de la informalidad urbana, como es el caso de las villas miseria. Las posibilidades que tienen los grupos de migrantes de acceder al suelo y la vivienda están condicionadas por procesos similares. Pero estos grupos se enfrentan con dificultades adicionales vinculadas a su condición de “extranjeros”, especialmente con las barreras que impone el mercado inmobiliario formal (falta de garantías para el alquiler o de documentos argentinos para comprar, situaciones de informalidad laboral a raíz de la regularidad documentaria); por ello, se ven obligados a acceder a la ciudad a través de modalidades informales; y puede observarse que, particularmente en los últimos años, el mercado inmobiliario informal (del suelo, de viviendas o de cuartos) creció aceleradamente. Es decir que, más allá de las trayectorias y estrategias particulares que implementan los individuos y grupos migrantes, el contexto de llegada es una ciudad que continúa excluyendo a una gran parte de su población del acceso pleno a los bienes y servicios urbanos.

Reflexiones finales

La pregunta por la *distribución espacial* de esta población, que tiene en común el haber nacido en el Paraguay y el haber decidido establecerse en la Ciudad de Buenos Aires, permite echar luz sobre procesos complejos. La ciudad es un territorio marcado por relaciones de poder y las localizaciones espaciales diferenciales dan cuenta de jerarquías y distancias sociales.

La distribución de los paraguayos en la Ciudad de Buenos Aires habla de un proceso de asentamiento que fue consolidando pautas espaciales ciertamente diferenciales: algunas zonas de la ciudad se han convertido en receptoras privilegiadas, mientras que en otras la presencia de estas personas es muy baja o casi nula. Qué tan diferenciales son estos “patrones” de distribución es algo difícil de medir: ciertamente, son más marcados que los observados en otros grupos migratorios (como los uruguayos, brasileños o chilenos), pero no tanto como, por ejemplo, entre los oriundos de Bolivia.

17 Las preguntas censales que permitirían aproximarse a la antigüedad de la migración fueron incluidas solo en el cuestionario ampliado, por lo que no es posible trabajarlas a nivel microespacial.

18 Para un análisis detallado de este proceso, véase Cravino, 2009.

No interesa aquí solo la pregunta por la *magnitud* cuantitativa de la concentración espacial –cuán distintos son esos patrones de asentamiento–, dato que puede brindar un indicador resumen, sino que los fenómenos más interesantes surgen al analizar *en qué lugares* de la ciudad han logrado asentarse estos individuos. Las diferentes zonas urbanas se encuentran cargadas de *sentidos* no solo disímiles, sino eminentemente *desiguales*: mientras que algunos sitios consagran simbólicamente a sus habitantes, otros los estigmatizan, brindando posibilidades diferenciales de accesibilidad (o exclusión) a los bienes y servicios urbanos.

Abordar la distribución espacial de los migrantes no solamente desde una idea de *diferencias* espaciales sino también –y fundamentalmente– incorporando la noción de *desigualdad* constituye en este sentido un eje analítico central. Con mucha frecuencia, tanto en los estudios académicos como en el sentido común, se suele pensar estos procesos desde una idea de “diferenciación” que oculta que toda distribución espacial se produce en el marco de una estructura (social y espacial) de carácter desigual y jerarquizante. La tendencia a aglutinar (y esencializar) a los individuos en términos de “grupos étnicos” que se distribuyen de manera diferente puede llevar a invisibilizar el hecho de que muchas veces las diferencias son más bien expresión de desigualdades sociales y materiales.

Ya desde una primera mirada sobre *dónde* (en qué sitios) se manifiesta una mayor presencia residencial de estos individuos y familias surgen elementos para postular que esa relativa concentración de los paraguayos se encuentra muy vinculada a dinámicas socioeconómicas y a estrategias de acceso a la ciudad restringidas por un contexto social excluyente. Las áreas de mayor concentración de este grupo se ubican en el *sur* y *este* de la ciudad –la zona históricamente más degradada y signada por un déficit de infraestructuras y servicios públicos–, fundamentalmente en el límite de Barracas con Nueva Pompeya, en Villa Lugano y en una zona particular entre los barrios de Recoleta y Retiro, ámbitos que conforman *villas miseria*. Esta asociación entre inmigración y villas obliga a concluir que, más que una dinámica de *diferenciación* espacial, el caso de estos paraguayos está manifestando situaciones de marcada (y preocupante) *desigualdad*. Y obliga a redirigir la mirada hacia la cuestión socioeconómica (y a las dificultades de acceso al mercado inmobiliario formal) como un importante factor a considerar dentro de la problemática de la distribución de este grupo. En este marco, hemos propuesto tomar una segunda variable considerada interesante en tal sentido: la *pobreza* urbana.

En términos de *distribución espacial*, las características que adquieren los lugares y sitios habitados (y apropiados) por los paraguayos en la Ciudad de Buenos Aires revelan jerarquías y distancias que se producen en el espacio social. La estructura espacial *desigual* (más que diferencial) que se plasma en la cartografía constituye una clara expresión de *desigualdades* (más que diferencias) sociales, donde lo migratorio y la pobreza se conjugan para “condenar” a muchos individuos y familias a zonas y barrios estigmatizados.

Si bien en todo proceso de asentamiento de un grupo migratorio confluyen dinámicas asociativas y redes sociales de los colectivos en cuestión, que contribuyen a producir

áreas de agrupamiento o concentración territorial, no hay que perder de vista que los inmigrantes no arriban a una *tabla rasa* social, sino que se encuentran con una ciudad que, como toda sociedad capitalista, funciona estratificando socioeconómicamente a su población, dejando gente afuera mientras mantiene a otra adentro. Y el mercado de la vivienda opera con la misma lógica estratificadora y excluyente.

Las formas que adquiere la distribución espacial de muchos individuos y familias provenientes del Paraguay parecen vincularse en gran medida con las (im)posibilidades de acceso a la ciudad que se configuran en este contexto y sobre las cuales se articulan las redes sociales, las estrategias habitacionales, etc. En ellas se está cristalizando un entramado de factores vinculados tanto a lo socioeconómico como a lo migratorio. La relación, que muchas veces se establece, entre la inmigración limítrofe y su asentamiento residencial a través de redes informales de alquileres en villas de emergencia o de ocupación de inmuebles se inscribe dentro de este contexto de un mercado inmobiliario excluyente y un Estado que no ha logrado implementar políticas habitacionales integrales que solucionen el problema del acceso al suelo de miles de habitantes de la ciudad, nacionales y extranjeros.

Bibliografía

- BAILY, S. (1985), "Patrones de residencia de los italianos en Buenos Aires y Nueva York: 1880-1914", en *Estudios Migratorios Latinoamericanos*, año 1, núm. 1, Buenos Aires: CEMLA.
- BARRIOS, E. y E. Bologna (2007), *Hogares paraguayos con emigrantes hacia Argentina: características sociodemográficas diferenciales*, Asunción: ADEPO-Paraguay/UNC-Argentina.
- BECCARIA, L. y A. Minujin (1991), *Sobre la medición de la pobreza: enseñanzas a partir de la experiencia argentina*, Buenos Aires: UNICEF Argentina, Documento de Trabajo N° 8.
- BENENCIA, R. (2003), "Apéndice. La inmigración limítrofe", en F. Devoto, *Historia de la inmigración en la Argentina*, Buenos Aires: Sudamericana.
- BOURDIEU, P. (1993), "Efectos de lugar", en P. Bourdieu (ed.), *La miseria del mundo*, Buenos Aires: Fondo de Cultura Económica.
- BREZZO, L. (2004), "La guerra de la Triple Alianza en los límites de la ortodoxia: mitos y tabúes", en *Revista Universum*, núm. 19, vol.1, Santiago de Chile: Universidad de Talca, pp. 10-27.
- BRUNO, S. (2008), "Inserción laboral de los migrantes paraguayos en Buenos Aires. Una revisión de categorías: desde el 'nicho laboral' a la 'plusvalía étnica'", en *Población y desarrollo*, núm. 36, San Lorenzo (Paraguay): UNA.
- (2009), "Inserción laboral de migrantes paraguayos en áreas urbanas de Argentina. (O cómo las diferencias se transforman en desigualdades)", ponencia presentada en el II Taller "Paraguay como objeto de estudio de las ciencias sociales", Asunción, Paraguay, 7 a 9 de mayo. Disponible en <<http://grupoparaguay.org/index.php/taller-paraguay/ii-taller-2009>>.
- BURGESS, E. (1925), "The growth of the city: an introduction to a research project", en R. Park, E. Burgess y R. McKenzie (eds.), *The City*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 47-62.
- BUZAI, G. (2003), *Mapas sociales urbanos*, Buenos Aires: Lugar Editorial.
- CARRÓN, J. M. (1980), "Factores de atracción de la inmigración de origen limítrofe existente en la Argentina", en *Migración y Desarrollo*, 5, México: CLACSO.
- (2008), "Migraciones internacionales intrarregionales en el cono sur de América Latina. El caso de Paraguay", ponencia presentada en el I Taller "Paraguay como objeto de las ciencias sociales", Posadas, Argentina, 12 y 13 de junio. Disponible en <<http://grupoparaguay.org/index.php/taller-paraguay/i-taller-2008>>.
- CERRUTTI, M. (2009), *Diagnóstico de las poblaciones de inmigrantes en la Argentina*, Buenos Aires: Dirección Nacional de Población, Ministerio del Interior, Serie de Documentos de la Dirección Nacional de Población N° 02.

- CRAVINO, M. C. (2009), “La metamorfosis de la ciudad informal en el Área Metropolitana de Buenos Aires”, en *Revista Líder*, vol. 15, año 11, Santiago de Chile: Centro de Estudios del Desarrollo Local y Regional, Universidad de Los Lagos, pp. 31-55.
- (2012), “La rebelión de los inquilinos. Procesos migratorios y ciudad informal”, en AA.VV., *Racismo, violencia y política. Pensar el Indoamericano, dos años después*. Los Polvorines: Universidad Nacional de General Sarmiento.
- DA ORDEN, L. (2000), “Cadena migratoria, familia y pautas de residencia: una nueva mirada a una vieja cuestión. Mar del Plata, 1910-1930”, en *Estudios Migratorios Latinoamericanos*, año 14, núm. 45, Buenos Aires: CEMLA.
- DEVOTO, F. (1991), “Algo más sobre las cadenas migratorias de los italianos a la Argentina”, en *Estudios Migratorios Latinoamericanos*, Año 6, núm. 19, Buenos Aires: CEMLA.
- FLORES COLOMBINO, A. (1967), *La fuga de intelectuales. Emigración paraguaya*, Montevideo: Taller Gráfico de la Comunidad del Sur.
- FORMIGA, N. (2007), “Una aproximación a la pobreza urbana”, ponencia presentada en la IX Jornadas Argentinas de Estudios de Población (AEPA), Huerta Grande, Córdoba, Argentina, 31 de octubre, 1 y 2 de noviembre. [En CD-ROM].
- GALLINATI, C. y N. Gavazzo (2011), “Nacionales y extranjeros frente al déficit habitacional: modalidades de acceso a la vivienda y lucha por la propiedad de la tierra en el Área Metropolitana de Buenos Aires”, en *Revista Temas de Antropología y Migración*, núm. 1, junio, Buenos Aires: Instituto de Ciencias Antropológicas, Facultad de Filosofía y Letras, Universidad de Buenos Aires, pp. 37-55.
- GANDOLFO, R. (1988), “Notas sobre la élite de una comunidad emigrada en cadena: el caso de los agnoneses”, en *Estudios Migratorios Latinoamericanos*, año 3, núm. 8, Buenos Aires: CEMLA.
- HALPERN, G. (2009), *Etnicidad, inmigración y política. Representaciones y cultura política de exiliados paraguayos en Argentina*, Buenos Aires: Prometeo Libros.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS (INDEC) (2010), *Censo Nacional De Población, Hogares Y Viviendas 2010*, Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- (2013), *Censo Nacional de Población, Hogares y Viviendas 2010. Base de datos Redatam. Aspectos metodológicos*, Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadística y Censos.
- LÓPEZ, M. (2010), “La restauración del orden democrático en Paraguay. Apuntes para entender el triunfo de Fernando Lugo dentro de una larga transición inconclusa”, en *Revista Desafíos*, vol. 22, núm. 2, Bogotá: Centro de Estudios Políticos e Internacionales (CEPI)/ Universidad del Rosario, pp. 71-107.
- MARCOS, M. y G. Mera (2011), “La dimensión espacial de las diferencias sociales. Alcances y limitaciones metodológico-conceptuales de las herramientas estadísticas para abordar la

distribución espacial intraurbana”, en *Revista Universitaria de Geografía*, vol. 20, Bahía Blanca: Universidad Nacional del Sur, pp. 41-66.

MARSHALL, A. y D. Orlansky (1983), “Inmigración de países limítrofes y demanda de mano de obra en la Argentina 1940-1980”, en *Desarrollo Económico*, vol. 23, núm. 89, Buenos Aires: Instituto de Desarrollo Económico y Social.

MEICHTRY, N. y H. Beck (1999), “Paraguayos en el Nordeste Argentino en la primera mitad del siglo xx. Demografía e integración”, ponencia presentada en el XIX Encuentro de Geohistoria Regional, Corrientes, Argentina, 9 y 10 de septiembre. [En CD-ROM].

MERA, G. (2008), “Definiendo poblaciones, construyendo diferencias. Clasificaciones estatales y categorías científicas sobre la distribución espacial de los inmigrantes”, ponencia presentada en IX Congreso Argentino de Antropología Social, Posadas, Argentina, 5 al 8 de agosto. [En CD-ROM].

----- (2012), “Migración y espacio urbano. Distribución de los migrantes paraguayos en la Ciudad de Buenos Aires: procesos de diferenciación y segregación espacial”, tesis doctoral, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Buenos Aires. [Inédita].

ODDONE, H. (2010), “Algunas consideraciones sobre los fundamentos ideológicos de la política migratoria del Paraguay”, ponencia presentada en el III Taller “Paraguay desde las ciencias sociales”, Resistencia, Chaco, Argentina, 24, 25 y 26 de junio. Disponible en <<http://grupoparaguay.org/index.php/taller-paraguay/iii-taller-2010>>.

OTERO, H. (1994), “Redes sociales primarias. Movilidad espacial e inserción social de los inmigrantes en la Argentina. Los franceses en Tandil. 1850-1914”, en *Estudios Migratorios Latinoamericanos*, año 9, núm. 28, Buenos Aires: CEMLA.

PARK, R. (1926), “The urban community as a spatial pattern and a moral order”, en E. Burgess (ed.), *The Urban Community*, Chicago: University of Chicago Press.

RODRÍGUEZ, M. F. (2009), “Notas sobre los conceptos de los ‘Nuevos Asentamientos Urbanos’ (NAUS) en la Ciudad de Buenos Aires”, en *Pampa*, año 5, núm. 5, Santa Fe: Ediciones UNL.

TORRES, H. (1992), “Cambios en la estructura socio-espacial de Buenos Aires a partir de la década del 40”, en J. Jorrat y R. Sautu (comp.), *Después de Germani. Exploraciones sobre la estructura social de la Argentina*, Buenos Aires: Paidós.

Idas y vueltas: los programas de planificación familiar en el Perú

Coming and Going: Family Planning Programs in Peru

Carlos E. Aramburú

Departamento de Ciencias Sociales,

Pontificia Universidad Católica, Lima, Perú

Resumen

En el presente trabajo se discuten los cambios en la política y en los programas de planificación familiar en el Perú desde la década de 1960 y el modo en que ellos afectan el descenso de la fecundidad, la mezcla anticonceptiva y el acceso a los anticonceptivos. Se trata de vincular la información estadística con la descripción de los procesos políticos e institucionales de estos programas. Se concluye que la política importa y que afecta, sobre todo, a las mujeres más vulnerables en el ejercicio de sus derechos sexuales y reproductivos.

Abstract

This paper presents the changes in both family planning policies and programs in Peru since the 1960's and how these have influenced fertility decline, contraceptive mix and access to contraceptive methods. An effort is made to relate statistical information with the description of political and institutional processes of family planning programs. Policy matters, is the main conclusion as it affects specially more vulnerable women in their ability to exercise their sexual and reproductive rights.

81

C. E.
Aramburú

Palabras clave: planificación familiar, política, fecundidad, derechos sexuales y reproductivos.

Key words: family planning, policies, fertility, sexual and reproductive rights.

Objetivos

En este trabajo intentamos vincular la transición de la fecundidad y el acceso a la anticoncepción con las políticas y programas públicos de planificación familiar (PF) en el Perú. Es decir, argumentamos que la política importa para facilitar u obstaculizar, según sea el caso, el ejercicio de los derechos sexuales y reproductivos (Westoff y Ochoa, 1991). Como han señalado varios estudios sobre el Perú (Bonfiglio, 1999; Aramburú, 2005a), las políticas oficiales de salud sexual y reproductiva y de planificación familiar (PF) fueron erráticas y han estado sujetas tanto a presiones ideológicas –sobre todo de sectores conservadores (en especial los vinculados a la Iglesia Católica)– como a los vaivenes de los diversos grupos políticos en el poder. Tales vaivenes, que se reflejan en la cobertura y en la calidad de los servicios públicos en la materia, afectan, particularmente, a las mujeres rurales que, por estar menos educadas y en situaciones de mayor pobreza, dependen en mayor medida de la oferta pública de esos servicios.

Algunas de las interrogantes que buscamos abordar en este trabajo son: ¿Cuál fue el contexto institucional y político en el que se enmarcó la transición de la fecundidad en el Perú? ; ¿cómo se relaciona esta transición con las políticas públicas?; ¿cuál era el acceso a los métodos anticonceptivos (MAC) y cuáles los más usados?; ¿quiénes eran los proveedores de los servicios de planificación familiar?; ¿cuáles eran las brechas en el uso de MAC según estatus de la mujer?

82

Las fases en la oferta de servicios de planificación familiar

Año 8

Número 14

Enero/

junio 2014

Como se señaló, las idas y venidas de los programas públicos de PF reflejan presiones ideológicas y responden a la pugna entre fuerzas innovadoras y conservadoras en torno a este tema. En ese sentido, en nuestro análisis se distinguen cinco períodos clave:

- *Los inicios: 1964-1984.* En este período no existen programas públicos de PF; sin embargo, se crean las primeras instituciones oficiales involucradas con el tema poblacional: el Centro de Estudios de Población y Desarrollo (CEPD) en 1964 y el Consejo Nacional de Población (CONAPO) en 1980. Se destacan las ONG que llevan a cabo una labor pionera en servicios e investigación demográfica, los pronunciamientos de las primeras organizaciones feministas y el peso de las instituciones del sector comercial privado –que atienden a más de la mitad de las usuarias de anticonceptivos, jugando un rol fundamental en el inicio del descenso de la fecundidad–. Por otro lado, es probable que el aborto inducido haya tenido también un peso importante en ese proceso, pues la baja prevalencia en el uso de métodos modernos (el 23% de todas las mujeres unidas en edad fértil –MUEF–) no alcanza a explicar el descenso, en este período, de más del 23% en la Tasa Global de Fecundidad (TGF) y de casi el 29% en la tasa urbana (Goldman, Moreno y Westoff, 1989). La fecundidad de las mujeres rurales casi no cambia.

- *La expansión: 1985-1995.* En este período se promulga por vez primera la Política Nacional de Población (1985) y se inicia la oferta pública de servicios de planificación

familiar: en la seguridad social –a través del Instituto Peruano de Seguridad Social (IPSS) en 1986– y desde el Ministerio de Salud (MINSA) en 1987. La TGF sigue descendiendo en poco más del 20%, especialmente entre las mujeres urbanas; asimismo, se aprecia el inicio del descenso de la fecundidad en la población femenina rural. Durante este período, el financiamiento y asistencia técnica de agencias internacionales (USAID y UNFPA),¹ que se había concentrado en el sector no público, se orienta hacia los programas públicos y se amplía el apoyo de la cooperación internacional, especialmente hacia el MINSA. Sin embargo, el sector privado, especialmente el comercial, sigue atendiendo a más de la mitad de las usuarias de métodos modernos. En este período, la prevalencia anticonceptiva entre las MUEF aumenta del 46% al 59%, y el uso de métodos modernos sube ligeramente del 50% al 56% de las usuarias, siendo el DIU el más utilizado –al igual que en el período anterior– (INEI, 1999: 45, Cuadro 4.5).²

- *Los programas verticales: 1996-2000.* Durante el segundo período de gobierno del presidente Fujimori se promueven los métodos definitivos (esterilizaciones), y la planificación familiar se convierte en prioridad política. Para 1997, el presupuesto público del Programa Nacional de Planificación Familiar (PNPF) alcanza su mayor nivel: 21 millones de dólares (Valdivia, 2005: 33-37). La prevalencia anticonceptiva crece al 69% de las MUEF y los métodos modernos al 73% de todas las usuarias, siendo los inyectables y las ligaduras los métodos más usados debido a la prioridad dada por la administración a los programas rurales y a los métodos definitivos. Para fines de esa década, el Programa Nacional de Planificación Familiar entra en crisis por las críticas a su carácter vertical y autoritario en un contexto de pérdida de legitimidad y corrupción del gobierno.

- *La reacción conservadora: 2000-2004.* Este período corresponde a los primeros años del gobierno del Presidente Toledo en el que el Programa Nacional de Planificación Familiar (PNPF) se integra a los servicios de salud materno-infantil, perdiendo prioridad política y presupuestal. La administración conservadora en el sistema de salud promueve los métodos “naturales”. La prevalencia anticonceptiva total aumenta ligeramente al 70.7% (a un ritmo menor que en el quinquenio anterior), y el uso de métodos modernos cae del 73% al 67%, siendo los inyectables los más utilizados. El uso de métodos tradicionales (ritmo) sube del 27% al 33% de las usuarias, lo que constituye un retroceso en el ejercicio de los derechos reproductivos de las parejas peruanas (INEI, 2006: 63, Cuadro 5.4).

- *La estabilización: 2005-hoy.* Durante el segundo gobierno del presidente Alan García (2006-2011) y el gobierno actual del presidente Ollanta Humala, se advierte una menor prioridad y cobertura del Programa Nacional de Planificación Familiar y un rol creciente del sector comercial privado en la provisión de métodos anticonceptivos (abarca

1 USAID: United States Agency for International Development (Agencia de los Estados Unidos para el Desarrollo Internacional); UNFPA: United Nations Fund for Population Activities, redenido United Nations Population Fund en 1987 (Fondo de Población de las Naciones Unidas).

2 Los datos se refieren específicamente al período 1986-1991/92.

del 25% al 37% de las usuarias de métodos modernos). Los métodos modernos más usados son los inyectables y el condón. La prevalencia anticonceptiva total sube al 75.5% de las MUEF, pero el uso de métodos tradicionales mantiene su peso en alrededor del 32% de las usuarias (INEI, 2013: 114, Cuadro 4.3). Esta alta prevalencia de métodos poco efectivos puede estar influyendo en un mayor número de embarazos no deseados y en la persistencia del aborto clandestino como medio para interrumpirlos.

Las políticas de población y planificación familiar en estas cinco décadas estuvieron condicionadas por procesos institucionales y coyunturales que es importante tener en cuenta. La ideología de los diferentes regímenes de gobierno y de actores como la Iglesia Católica, los grupos feministas y los partidos políticos de oposición influyó en el contenido y orientación de los programas, lo que impidió una política de Estado consistente que respondiera a las necesidades reales de la población.

La transición de la fecundidad

Aunque no existe acuerdo sobre una fecha exacta, hay consenso en que el inicio del descenso de la fecundidad en el Perú se aprecia en la década de 1970 (Alcántara y Ortiz, 2002). El Cuadro 1 presenta los datos disponibles.³

A inicios de la década de 1970, la TGF tenía aún un nivel pre-transicional (TGF= 6 hijos/mujer); por su parte, la fecundidad urbana, aunque ya era alrededor de un tercio inferior a la rural (5.09 *versus* 7.55), también presentaba niveles pre-transicionales. Para inicios de la década de 1980, se aprecia que la fecundidad total cae en un 22.5%, hecho atribuible al descenso de la fecundidad urbana (-28.5%) pues la rural casi no cambió (-6.2%). Cabe notar que el descenso en la fecundidad urbana, el mayor en las cuatro décadas consideradas, ocurrió en ausencia de programas públicos de planificación familiar, los que recién se iniciaron tímidamente hacia 1986. Entre 1980-85 y 1990-95, continuó el descenso en la TGF total a un ritmo algo menor (-20.4%); la fecundidad de las mujeres urbanas siguió bajando (-21%), y se inició el descenso de la fecundidad entre las mujeres rurales (-12.4%). A finales de esa década, la brecha urbano/rural en la fecundidad alcanzó su mayor magnitud. La década siguiente, 1990-95-2000-05 está marcada por una caída más pronunciada en la tasa de fecundidad, explicada por una fuerte disminución entre las mujeres rurales (-30.7%), debida, en este caso, a la expansión de los programas públicos durante el segundo gobierno de Fujimori. En la última década, la fecundidad total ha seguido bajando pero a un ritmo bastante menor (-10.3%). Pese a que entre las mujeres urbanas parece haberse estancado a un nivel ligeramente por encima de la tasa de reemplazo (TGF=2.3), la fecundidad entre las mujeres rurales continuó descendiendo en más del 18% en este período. De continuar estas tendencias, la década actual será testigo del final de la transición de la fecundidad en el Perú.

3 Para información sobre las características de las Encuestas Demográficas y de Salud Familiar –ENDES–, véase el Cuadro A.1 del Anexo.

Cuadro 1
Cambios en la fecundidad (Tasa Global de Fecundidad –TGF–) por área. Perú. Años 1970-2012

TGF por área	1970-75	1980-85	1990-05	2000-05	2012
TGF total	6.00	4.65	3.70	2.90	2.60
TGF urbana	5.09	3.64	2.88	2.20	2.30
TGF rural	7.55	7.08	6.20	4.30	3.50
Variación total	-22.5%	-20.4%	-21.6%	-10.3%	
Variación urbana	-28.5%	-20.9%	-23.6%	4.5%	
Variación rural	-6.2%	-12.4%	-30.7%	-18.6%	

Fuente: Para los años 1970-2000, INEI, 2001b, Cuadro 1:20; para 2012, INEI, 2013.

El acceso a los servicios

¿Cómo se relacionan estos cambios en la fecundidad con la prevalencia y el acceso a métodos anticonceptivos según tipo de proveedor? El Cuadro 2 resume la evolución de las fuentes de suministro de métodos anticonceptivos (solo de métodos modernos)⁴ entre 1986 –año de inicio de los programas públicos– y 2012. Como se aprecia en la última línea del Cuadro 2, la Prevalencia Total (PT) –que incluye todos los métodos anticonceptivos (MAC)– crece sostenidamente desde menos de la mitad de las mujeres unidas en edad fértil (MUEF) en 1986, hasta más del 75% para 2012.

Cuadro 2
Fuentes de suministro de anticonceptivos modernos (% de MUEF usuarias). Perú. Años 1986-2012

Fuente	1986	1991/92	2000	2004/05	2012
Pública	49.0	48.3	79.3	71.5	62.0
MINSA	(46.4)	(36.0)	(67.0)	(59.9)	(54.2)
Seguro Social	(2.6)	(12.3)	(12.3)	(11.6)	(10.1)
Privada	39.5	39.4	16.7	25.5	37.0
Consultorio	(11.8)	(9.7)	(3.3)	(1.4)	(1.2)
Clínica	(3.9)	(10.7)	(5.3)	(3.7)	(3.2)
Farmacia	(23.8)	(19.1)	(8.1)	(20.4)	(30.0)
ONG	1.9	6.0	2.2	2.4	0.6
Otras/NS	9.6	6.0	1.7	0.6	0.4
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
Usa métodos modernos ¹	50.2%	55.6%	73.1%	66.6%	68.6%
Prevalencia Total (PT) (MUEF)	45.8%	59.0%	68.9%	70.7%	75.5%

¹ Calculado sobre el total de usuarias de métodos

Fuente: Elaboración propia sobre datos de la ENDES 1986, 1991-92, 2000, 2004-5 y 2012.

4 Incluye píldoras anticonceptivas, DIU, inyectables, métodos de barrera y esterilizaciones.

Sin embargo, entre 2000-2004/5 se nota una disminución en el ritmo de crecimiento: se pasa de un promedio de 5 puntos porcentuales en el quinquenio anterior a tan solo 1.8 puntos porcentuales en ese quinquenio, lo que –como se ha señalado– corresponde a la gestión conservadora del Ministerio de Salud durante el gobierno del presidente Toledo. El ritmo se recupera en el quinquenio siguiente (2004/5-2011), en el que la prevalencia total vuelve a crecer en 4.8 puntos porcentuales.

El uso de MAC modernos alcanza su pico (73%) hacia el año 2000 (fin del segundo gobierno del presidente Fujimori), para luego descender desde esa fecha hasta alrededor del 68% en 2012, revelando –como vimos– una menor prioridad de la oferta pública de servicios de planificación familiar en la última década. El otro hecho a resaltar es que casi un tercio de las MUEF usan métodos tradicionales (especialmente el ritmo) aún en 2012, lo que constituye una anomalía respecto de otros países con prevalencias anticonceptivas totales similares o incluso menores (Piscoya y Alves, 2008) y revela dimensiones culturales asociadas, sobre todo, a temores a los efectos secundarios de varios de los MAC modernos. Ello es también un indicador de la mala calidad de la información que manejan las usuarias con respecto a dichos efectos.

En lo referente a las fuentes de abastecimiento de los métodos modernos, se aprecia que el sector público (MINSA y Seguridad Social) incrementan su cobertura del 49% en 1986 hasta un 79% en el año 2000, para luego descender al 62% en 2012. El sector privado con fines de lucro (consultorios y clínicas privadas así como farmacias), que abastecía a más del 39% de las MUEF hasta inicios de la década de 1990, alcanza su nivel más bajo (16.7%) también en el año 2000, revelando un fuerte incremento de la cobertura del Programa Nacional de Planificación Familiar hacia esa fecha. Sin embargo, ese sector retoma su importancia en la última década: abastece –en especial las farmacias– a más del 37% de usuarias en 2012. El sector privado sin fines de lucro (ONG) presentó una cobertura limitada en todo el período analizado, alcanzando un modesto pico del 6% hacia inicios de la década de 1990. Para la fecha más reciente (2012), las ONG –debido a las restricciones en su financiamiento desde la década pasada– solo cubren al 0.6% de las usuarias.

En cuanto a la mezcla anticonceptiva y las fuentes de suministro por tipo de MAC, el Cuadro 3 detalla la información disponible para el mismo período (1986-2012). Se aprecia que el ritmo ha sido el MAC más utilizado en todos los años, excepto en 2000 y 2012, años en que es desplazado por los inyectables. Al inicio de la transición de la fecundidad, casi un 40% de las MUEF utilizaba el ritmo como práctica anticonceptiva, cifra que desciende al 35% a los cinco años de iniciados los programas públicos de planificación familiar. Luego su uso baja al 21% hacia el año 2000 por la mayor oferta de MAC modernos, como los inyectables y la esterilización. La gestión conservadora determina que para 2004/5 el ritmo vuelva a ser usado por un 25% de las MUEF, para descender hacia 2011 al mismo nivel que tenía en 2000.

La píldora anticonceptiva tenía un peso importante al comienzo de la transición de la fecundidad (más del 14% de las MUEF usuarias), y hasta inicios de la década de 1990 su principal fuente de abastecimiento eran las farmacias. A partir de esa fecha, su uso se va

Cuadro 3
Evolución en el uso de anticonceptivos en MUEF por tipo de método (MAC), según fuente de suministro (en porcentajes). Perú. Años 1986-2012

MAC/Fuente de suministro ¹	1986	1991/92	2000	2004/5	2012
Píldora	14.2	9.7	9.7	10.0	12.5
Público	(36.2)	(35.9)	(83.0)	(76.8)	(62.0)
Privado	(56.3)	(63.7)	(16.1)	(23.0)	(37.0)
DIU	16.2	22.7	13.2	8.6	3.7
Público	(66.6)	(55.7)	(75.7)	(79.3)	(79.4)
Privado	(26.6)	(44.2)	(22.7)	(18.9)	(20.4)
Inyectable	2.8	3.2	21.5	18.4	24.1
Público	(36.2)	(36.4)	(94.2)	(90.2)	(77.4)
Privado	(57.0)	(62.8)	(5.2)	(8.8)	(22.4)
Esterilización²	13.3	13.6	18.6	15.6	11.4
Público	(77.8)	(64.0)	(83.0)	(87.5)	(88.2)
Privado	(18.4)	(35.5)	(15.5)	(10.6)	(11.3)
Condón	1.5	4.7	8.1	12.3	16.3
Público	(20.0)	(19.8)	(40.3)	(29.3)	(25.9)
Privado	(64.2)	(72.7)	(58.6)	(70.2)	(71.5)
Otros métodos modernos	2.2	1.7	2.1	1.6	0.4
Ritmo	38.6	35.1	20.9	24.9	19.9
Retiro	7.9	6.6	4.6	6.1	10.1
Otros tradicionales	3.3	2.7	1.3	2.4	1.5
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

¹ Sector público incluye MINSA, Seguridad Social y Fuerzas Armadas. Sector privado incluye clínicas y consultorios médicos y farmacias así como ONG.

² Solo ligaduras.

Fuente: Elaboración propia sobre datos de las ENDES de los años respectivos.

reduciendo y se mantiene en un 10% de las MUEF usuarias. Sin embargo, desde el año 2000 la principal fuente de abastecimiento es el sector público, en especial el MINSA. Pese a ello, cabe notar que en la última década el sector privado (especialmente farmacias) ha incrementado su presencia como fuente de provisión de la píldora anticonceptiva: en 2012 atiende a más del 37% de las usuarias de este método.

En el caso del Dispositivo Intrauterino (DIU), el uso se incrementa entre 1986-1991/92 hasta un 23% de las MUEF usuarias, para luego descender abruptamente hasta solo un 3.7% de las mismas en 2012. Este es uno de los métodos que se discontinúa por temor a sus efectos sobre la salud: en 2011, el 79% de las discontinuadoras dieron esa razón para justificar el haber dejado de usarlo (INEI, 2012: Cuadro 4.12).⁵ El sector público (MINSA) ha sido consistentemente la mayor fuente de provisión de este método.

5 El cálculo es nuestro.

El uso de inyectables revela un patrón opuesto al del DIU. Hasta 1991/92 solo un 3% de las MUEF usuarias dependían de este método. Hacia el año 2000, su empleo se incrementa más de siete veces: alcanza al 21.5% de las MUEF usuarias. Ello se explica por dos factores: por un lado, la expansión de la oferta pública de este método, en especial en zonas rurales, cuya cobertura pasa del 36% al 94% de las usuarias de este MAC; y, por otro lado, a factores culturales asociados a la percepción de los inyectables como íconos de la efectividad de la medicina moderna y a su confidencialidad. Su peso en la mezcla anticonceptiva se ha incrementado entre 2004/5 y 2012 hasta alcanzar a un cuarto del total de usuarias. Sin embargo, su compra en fuentes privadas se ha duplicado por problemas de desabastecimiento y menor prioridad de los programas públicos, en especial para la población campesina, lo que determina que el sector público baje del 90% al 77% como fuente de suministro para las mujeres que usan este método.

El caso de las esterilizaciones es revelador. Los datos solo incluyen las esterilizaciones femeninas (ligaduras) para permitir la comparación entre fechas, pues las ENDES de 1986 y 1991/92 no consignan las esterilizaciones masculinas. En todo caso, las vasectomías dan cuenta de solo el 0.5% de la prevalencia anticonceptiva total aún en 2012. Pese a que recién en septiembre de 1995 se aprueba la modificación a la Ley de Población de 1985 que prohibía la esterilización como método anticonceptivo ofrecido por el Estado (Bonfiglio, 1999: 122), tanto en 1986 como en 1991/92 más del 13% de las MUEF usuarias dependían de este método, suministrado en un 60% por proveedores públicos (especialmente el MINSa). Para el año 2000, fin del segundo período de gobierno de Fujimori –acusado de promover esterilizaciones masivas forzadas–, el uso de este MAC solo aumentó al 18.6% de las MUEF usuarias (un incremento de 5 puntos porcentuales). Desde esa fecha, vino perdiendo importancia y su uso ha revertido al nivel que tenía en la década de 1990 (11% de las usuarias).

Finalmente, entre los métodos modernos, el uso del condón masculino ha experimentado un incremento sostenido y significativo desde el inicio de la transición de la fecundidad en el Perú: pasó de tan solo un 1.5% de la prevalencia anticonceptiva en 1986 al 16% en 2012, es decir, muestra un aumento de diez veces en 25 años. Para este método, la principal fuente de abastecimiento es el sector privado (farmacias), lo que se ha reforzado en la última década. Ello es un indicio del cambio cultural en las relaciones de género, por lo menos en lo concerniente a la sexualidad y la reproducción, en especial entre mujeres menores de 35 años. En este grupo de edad, el uso de este método por parte de sus parejas es más frecuente que entre las mujeres mayores. Asimismo, es muy probable que la pandemia del sida haya incrementado el uso del condón.

En conclusión, la mezcla anticonceptiva revela aún un peso desproporcionado de los métodos más inseguros –de los que depende un tercio de las usuarias– y de los inyectables, cuyo costo por año/protección/pareja es de los más altos: un resultado que revela poca calidad e ineficiencia. El sector público ha venido perdiendo peso como proveedor de MAC desde el año 2000, lo que implica un mayor gasto para las usuarias y sus parejas.

A continuación analizamos en más detalle las cinco fases de la política de planificación familiar oficial en el Perú y discutimos su relación con los cambios observados en la prevalencia anticonceptiva, la mezcla de métodos y las fuentes de abastecimiento.

Los inicios (1964-1984)

Como ya se ha señalado, la fecundidad en el Perú empieza a descender desde inicios de la década de 1970. Entre 1965 y 1978, es decir en 13 años, la Tasa Global de Fecundidad disminuyó en un 23.4% –de una TGF de 6.16 en 1965 se llega a 4.72 en 1977– (INP, 1979: 145, Cuadro 2.11). Este descenso ocurrió antes de que existieran programas públicos de planificación familiar.

La literatura coincide en señalar que, hasta fines de la década de 1980, los servicios de planificación familiar públicos eran prácticamente inexistentes (Guzmán, 2008; Donayre, Guerra-García y Sobrevilla, 2012). Según vimos, la primera iniciativa oficial en el campo poblacional fue la creación en 1964, durante el primer gobierno de Fernando Belaúnde, del Centro de Estudios de Población y Desarrollo (CEPD), que estuvo dirigido por el Dr. Alberto Arca Parró, estadístico y demógrafo que había sido jefe del Censo Nacional de 1940. Este centro de estudios, conformado mayoritariamente por médicos peruanos, tenía como objetivo promover y realizar estudios poblacionales aprovechando la reciente publicación del Censo Nacional de 1961. Es probable que el inesperado aumento de la población nacional, de 7 a más de 10 millones entre 1940 y 1961,⁶ haya alertado a estudiosos del tema sobre la aceleración del crecimiento demográfico en el país. En el discurso de apertura del Primer Seminario de Población y Desarrollo, organizado a un año de la creación del CEPD, su director indicaba:

[...] se reconoce como punto de partida [de la creación de dicha institución] uno de los fenómenos demográficos con más intensas repercusiones en el presente y futuro de los pueblos: el proceso de crecimiento poblacional, sorprendentemente acelerado en las últimas décadas (CEPD, 1965: XIII).

Alertado por este hecho, el CEPD auspició en 1967 la apertura de una clínica de salud materno-infantil y planificación familiar en el cono sur de Lima (Pamplona Alta), pero la falta de apoyo financiero determinó su cierre a pocos años de haberse iniciado (Guzmán, 2008).

De fines de esa misma década (1960), datan los primeros servicios privados de planificación familiar; fueron pioneros el Church World Service (1963), grupo protestante que proporcionaba insumos y capacitación a médicos de provincia, y el Instituto Marcelino, que en 1967 empieza a ofrecer servicios de gineco-obstetricia y planificación familiar a la población urbano-marginal de Lima (Varillas y Mostajo, 1990). Entre 1970 y 1984 operaban unas quince ONG en Lima, Cusco, costa norte y algunas ciudades andinas y amazónicas, de las cuales once se especializaban en servicios de planificación familiar y las otras

6 No se realizó censo en la década de 1950.

cuatro en tareas de educación, comunicación, investigación e incidencia. La totalidad de estas ONG desarrollaban su actividad sobre la base de una mezcla de recursos propios (derivada de la consulta a precios subsidiados) y de apoyo financiero, principalmente de la Agencia de los Estados Unidos para el Desarrollo Internacional (United States Agency for International Development –USAID–) (Clinton, 1984).

La destacable labor pionera de estas instituciones privadas no debe ocultar, sin embargo, el hecho de su limitada cobertura y precariedad financiera, por lo que no es posible atribuirles el importante descenso de la fecundidad observado durante esos años. En efecto, para fines de 1988, el conjunto de las ONG de planificación familiar tenía una cobertura aproximada de 107,600 usuarias (Varillas y Mostajo, 1990: 368), en tanto que la ENDES 1986 reporta un total de 1.4 millones de usuarias, equivalente al 46% de las mujeres en unión (INEI, 1987). Sin embargo, es probable que el impacto de estas organizaciones en el acceso a la información y conocimiento de los métodos anticonceptivos haya sido mucho más relevante, aunque se carece de la evidencia sobre la fuente de información de las usuarias en esos años. Entre 1969 y 1977-78, el conocimiento de MAC entre las mujeres en unión (casadas o convivientes) había aumentado significativamente del 36% al 82% (INP, 1979: 163, Cuadro 4.2), sin que existiera ninguna campaña oficial de información sobre planificación familiar. Es indudable, como se ha visto, que el sector privado comercial fue la principal fuente de acceso a los MAC y que los medios de comunicación privados jugaron un rol central en la difusión del conocimiento sobre los anticonceptivos. En 1991, a más de 5 años de iniciados los programas públicos de planificación familiar, más de la mitad de la usuarias (50.5%) aún se abastecía en el sector privado: un 19.1% en farmacias, un 10.7% en los hospitales o clínicas privadas, el 9.7% en consultorios médicos y el 6% en ONG de planificación familiar. Es por esta razón que el descenso de la fecundidad se concentró en los sectores socioeconómicos altos y medios urbanos.

El gobierno militar de Juan Velasco Alvarado (1968-1975) supuso un claro retroceso en el acceso a la planificación familiar y, por lo tanto, en el ejercicio de los derechos reproductivos. Según Bonfiglio:

[...] Durante el gobierno militar inaugurado por el golpe de Estado del general Juan Velasco Alvarado el 3 de octubre de 1968, hasta las elecciones generales de 1980, predominó una política pro natalista en el país (Bonfiglio, 1999: 10).

En 1972 se cerraron todos los consultorios de planificación familiar que en ese entonces solo funcionaban en los hospitales públicos; también se cerró la Asociación Peruana de Protección Familiar (hoy INPARES) –la principal ONG dedicada a ofrecer servicios subsidiados de planificación familiar– y se le confiscaron sus bienes. En 1975 este mismo régimen cerró el CEPD, institución pionera del sector público en la investigación en población.

Es recién en la segunda fase del gobierno militar con Francisco Morales Bermúdez (1975-1980) que empiezan a darse cambios en la política pronatalista imperante hasta entonces. El primer hito en estos cambios fue la participación de una delegación oficial peruana en la Primera Conferencia Mundial de Población organizada por las Naciones

Unidas en Bucarest, Rumanía, en agosto de 1974. En esta primera conferencia internacional sobre población, se enfrentaron dos bloques: el “tercermundista/pronatalista”, encabezado por Argentina, China y Argelia, y el “antinatalista”, liderado por Europa Occidental, Estados Unidos y países del Asia que ya estaban ejecutando programas públicos de planificación familiar: India, Bengala e Indonesia (Bonfiglio, 1999: 13). Perú se identificó con el primero de estos bloques y, aunque el argumento central de su delegación fue que el desarrollo haría innecesarias políticas explícitas de población, se sentaron las bases de los “Lineamientos de Política de Población” de 1976, al abrirse un debate nacional sobre el tema. Cabe recordar que fue un sacerdote jesuita, el padre Juan Julio Wicht, el principal autor y gestor de estos primeros lineamientos, lo que, sin duda, pertenece al ámbito de las paradojas del complejo proceso de la política poblacional peruana.

Un siguiente hito, que también corresponde a esta segunda fase del gobierno militar, fue que se permitiera reabrir los servicios de planificación familiar públicos y privados y que se promulgaran los “Lineamientos de Política de Población” en septiembre de 1976. Para 1979, la Asamblea Constituyente incluyó en el articulado de la nueva Constitución el amparo del Estado a la paternidad responsable.

En 1980, ya bajo el segundo gobierno de Fernando Belaúnde, se creó el Consejo Nacional de Población (CONAPO), dependiente de la Oficina del Primer Ministro, como el ente público encargado de formular, promover y evaluar la política de población. Sin embargo, ninguna de estas medidas se tradujo en programas públicos significativos de servicios de planificación familiar.

Así describe el contexto político de esos años un investigador especializado:

Un punto de vista realista, sin embargo, no puede pasar por alto el nivel todavía abismal de conciencia pública sobre las implicancias de la realidad demográfica del país, la ausencia general de un sentido de urgencia al respecto, la resistencia a la intervención masiva del Estado en campañas de planificación familiar –y mucho menos en programas para limitar el crecimiento poblacional– y la falta de repugnancia y escándalo frente a la negación del derecho de toda mujer a regular su propia fertilidad (Clinton, 1984: 65).

El movimiento feminista internacional, en reuniones previas a la Conferencia de Bucarest, había señalado la importancia de reconciliar el objetivo demográfico de atenuar el crecimiento poblacional con el derecho de las familias a decidir sobre el tamaño de la misma (Bonfiglio, 1999: 12). En el Perú, un grupo feminista de reciente formación, Acción para la Liberación de la Mujer Peruana, se pronunció públicamente, con ocasión de la promulgación de los recientes “Lineamientos de Política de Población”, defendiendo “[...] la libre determinación de la mujer para el uso de anticonceptivos al margen de su estado civil” (Bonfiglio, 1999: 23). Con esta posición, las feministas peruanas tomaban distancia tanto de la Iglesia Católica, que insistía en que la planificación familiar era un asunto a decidir solo por la pareja casada, como de la izquierda tradicional, que denunciaba los programas de planificación familiar como una agenda de potencias imperialistas.

No es sino hasta 1985 (el 14 de junio), en el último año del segundo gobierno de Belaúnde, que finalmente se promulga la Ley Nacional de Política de Población (DL núm. 346). La ley establece (Art. IV, incisos 1 y 4): “La Política Nacional de Población garantiza los derechos de la persona humana: (inciso 1) A la vida. El concebido *es sujeto de derechos desde la concepción*” (el subrayado es nuestro); e (inciso 4) “A la libre determinación del número de hijos”. En esta ley, y por presiones de la Iglesia Católica y de grupos conservadores, se prohibió la esterilización voluntaria y el aborto como métodos de planificación familiar: Art. VI. “La Política Nacional de Población *excluye el aborto y la esterilización como métodos de planificación familiar*” (el subrayado es nuestro) (CONAPO, 1985). Pese a ello, desde la década de 1980 hasta mediados de la década siguiente, un 13% de las usuarias se había sometido a ligadura de trompas y 3 de cada 4 habían obtenido este procedimiento de un proveedor público. Y, aunque el aborto sigue siendo penalizado en el Perú, en 1996 se revertió la prohibición que pendía sobre los métodos quirúrgicos de contracepción.

Los programas públicos de planificación familiar se inician tímidamente recién en 1986 en el entonces Instituto Peruano de Seguridad Social (IPSS). A pesar de que desde 1980 el Ministerio de Salud había fijado las normas de planificación familiar, los primeros servicios con alguna cobertura no se inician sino hasta 1982, año en el que se fija una meta del 10% de las mujeres en edad fértil. Sin embargo, los resultados son muy limitados: en 1981 se atienden solo a 21,150 usuarias (0.8% de la cobertura programada), en 1982 a 55,163 (1.9% de la cobertura), en 1983 a 74,054 (2.5% de la cobertura), en 1984 a 104,417 (3.4% de la cobertura), en 1985 a 142,216 (4.6% de la cobertura) y en 1986 a 177,226 (5.55% de la cobertura) (Varillas y Mostajo, 1990: 362, Cuadro 3.2). Es obvio que, pese a que el número de usuarias totales creció ocho veces, la cobertura del MINSA apenas alcanzó a la mitad de la meta programada en esos años.

¿Cuáles eran las brechas entre las intenciones reproductivas y el acceso a la información y a los servicios de planificación familiar a fines de la década de 1970? El Cuadro 4 recoge la información disponible en la Encuesta Nacional de Fecundidad (ENAF) 1977-78.

Como se muestra en ese cuadro, la falta de oferta pública de planificación familiar impactó en forma diferencial según el estatus social de las mujeres y sus parejas. Lo primero que cabe resaltar es que, ya para esa fecha, casi dos tercios de las mujeres unidas en edad fértil (MUEF) expuestas al embarazo no deseaban más hijos de los que ya tenían. Incluso entre las mujeres sin educación, la proporción que ya no deseaba más hijos era superior a la de las mujeres con educación secundaria o más (67% *versus* 51%), seguramente porque estas últimas tenían mayor control sobre su proceso reproductivo.⁷ Los datos también revelan un acceso diferencial a la información: poco más del 58% de las

7 Los niveles educativos de la mujer aumentaron significativamente desde esos años; el analfabetismo bajó del 11.0% en 1986 al 2.4% en 2012, y el acceso a la educación superior creció del 9.2% al 28.3%. Este es, sin duda, un factor determinante del descenso de la fecundidad.

mujeres analfabetas decían conocer algún MAC,⁸ frente a casi la totalidad de las mujeres con mayores niveles educativos. Pero las mayores brechas se dan en el uso y tipo de MAC: solo un 16% de las mujeres analfabetas unidas y expuesta al embarazo usaba algún MAC, y únicamente un 4% accedía a un método moderno;⁹ en contraste, el 68% de las mujeres con mayores niveles educativos usaba un MAC y el 37% de estas usaba los métodos más efectivos.

Cuadro 4

Deseo de no tener más hijos, conocimiento y uso de métodos anticonceptivos (MAC) en MUEF, según nivel educativo (en porcentajes). Perú. Años 1977-78

Nivel educativo	No desea más hijos	Conoce algún MAC	Usa algún MAC	Usa un MAC moderno
Ninguno	66.8	58.4	16.2	4.1
Primaria (0-2 años)	65.7	77.6	25.8	8.8
Primaria (3-4 años)	64.7	88.5	38.8	15.1
Primaria (5-6 años)	60.8	95.2	56.3	23.6
Secundaria a más	51.4	99.3	68.3	37.1
Total de MUEF	61.4	82.0	41.3	14.7

Fuente: Elaborado propia sobre datos de la Encuesta Nacional de Fecundidad 1977-78.

Se puede entonces concluir que el inicio del descenso de la fecundidad en el Perú ocurrió en un contexto marcado por la ausencia de políticas y programas públicos de planificación familiar, con esfuerzos iniciales de ONG de baja cobertura e impacto. Por tanto, fue el sector privado (clínicas, consultorios y farmacias) la principal fuente de abastecimiento de métodos anticonceptivos, lo que contribuyó a fuertes brechas sociales en la posibilidad de disponer de dichos métodos. Estas brechas en el acceso a servicios se daban pese a que dos de cada tres mujeres en edad fértil deseaban regular su fecundidad –sin diferencia según su nivel educativo– y a que casi la totalidad de las mujeres, en especial aquellas unidas con más de tres años de educación primaria, tenía conocimiento sobre la existencia de métodos anticonceptivos –lo que puede atribuirse a la disponibilidad de información en los medios de comunicación social, pues no existieron campañas informativas públicas durante ese período–. El costo social de la falta de equidad en el acceso a los servicios de planificación familiar se refleja claramente en la brecha entre las intenciones reproductivas y la fecundidad real: solo una de cada cuatro mujeres analfabetas que ya no deseaban más hijos tenía acceso a un MAC, y entre estas menos de un tercio pudo disponer de métodos modernos de regulación de la fecundidad. En contraste, el 68% de las mujeres con mayores niveles educativos (secundaria o más) tenía acceso a MAC, y, entre ellas, más de la mitad (54%) usaba un MAC moderno.

8 El “conocimiento” incluye “haber oído hablar de un método específico”.

9 En los MAC “modernos” incluimos los anticonceptivos orales, de barrera (condón y diafragma), el DIU, los inyectables y la Anticoncepción Quirúrgica Voluntaria (AQV).

La expansión de la oferta pública de planificación familiar (1986-1995)

Durante el primer gobierno aprista (1986-1991) se dieron los pasos iniciales para institucionalizar y ampliar la oferta pública de programas de planificación familiar. En 1986, en el entonces Instituto Peruano de Seguridad Social (IPSS) se implementó, con el apoyo de la USAID, el primer programa con rango de programa especial dependiente de la presidencia ejecutiva, lo que le permitió gozar de autonomía administrativa y presupuestal (Guzmán, 2008: 220-221). A fines de ese mismo año, el Ministerio de Salud, con el apoyo del UNFPA y de la USAID, convocó a un equipo técnico para organizar el primer programa nacional de planificación familiar. Los insumos y los anticonceptivos fueron proporcionados por ambas instituciones de cooperación multilateral y bilateral respectivamente. El sector de ONG participó también activamente en este proceso de expansión de la oferta de servicios de planificación familiar, articulándose en el proyecto Apoyo al Sector Privado en Planificación Familiar (SPF) liderado por una ONG internacional (Pathfinder) y financiado por la USAID.

Durante el primer gobierno de Alberto Fujimori (1991-1996) se tomaron varias medidas para ampliar y reforzar el Programa Nacional de Planificación Familiar (PNPF) liderado por el Ministerio de Salud. El gobierno asumió una parte creciente de su financiamiento –que hasta entonces había dependido mayormente de la cooperación internacional no-reembolsable–; los anticonceptivos y la consulta se ofrecieron en forma gratuita, y la compra de anticonceptivos fue incluida en los presupuestos operativos de los fondos públicos. En 1996, la bancada oficialista propuso modificar la Ley Nacional de Población de 1985 para incluir la esterilización quirúrgica voluntaria –o Anticoncepción Quirúrgica Voluntaria (AQV)– como método anticonceptivo ofrecido por los servicios públicos. Ello ocasionó una ardiente polémica entre los grupos católicos conservadores, la Iglesia Católica y los voceros del gobierno fujimorista.

Pese a esta encendida polémica, para fines de este período de gobierno, la situación del acceso a la anticoncepción había cambiado de manera sustancial –como se muestra en el Cuadro 5.

Cuadro 5

Deseo de no tener más hijos, conocimiento y uso de métodos anticonceptivos (MAC) en MUEF, según nivel educativo (en porcentajes). Perú. Año 1996

Nivel educativo	No desea más hijos ¹	Conoce algún MAC	Usa algún MAC	Usa un MAC moderno
Ninguno	82.5	89.4	38.3	18.8
Primaria	77.8	96.8	59.0	34.9
Secundaria	64.0	99.7	70.2	48.1
Superior	54.9	100.0	75.4	52.0
Total de MUEF	69.1	97.8	64.2	41.3

¹ Incluye a las que no desean más hijos (59.4%) y también a las esterilizadas (9.7%).

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de la ENDES 1996 (INEI, 1997).

En cuanto al deseo de no tener más hijos, el incremento es poco significativo para todas las MEF: es del 61.4% a fines de la década de 1970 y pasa al 69% dos décadas después. Sin embargo, entre 1977-78 y 1996, se aprecia un incremento considerable en la proporción de mujeres con bajos niveles educativos que no desea más hijos: del 67% a más del 82% en el caso de las que carecían de educación formal, y de alrededor del 62% al 78% entre las mujeres con solo educación primaria. Ello revela un profundo cambio cultural en cuanto a las preferencias reproductivas en las dos décadas analizadas: el ideal de familia más pequeña permeaba a toda la sociedad peruana, incluyendo a las mujeres de menores niveles educativos.

En lo que se refiere al conocimiento de MAC, en el período considerado se observa, asimismo, un incremento significativo para todas las mujeres unidas entre 15-49 años: asciende del 82% en 1977 a casi el 98% en 1996. Este incremento es mucho mayor entre las mujeres analfabetas: su conocimiento (o información) sobre anticonceptivos aumenta del 58% al 89%. Ello revela el impacto que las campañas públicas sobre planificación familiar iniciadas en 1991 habrían tenido sobre la población, incluso la menos educada.

Al observar el uso de MAC, también se advierte un incremento significativo en la prevalencia total: crece de un 41% a un 64% (unos 23 puntos porcentuales). Este incremento es más notable en el grupo de mujeres de bajos niveles educativos: entre las analfabetas se duplica del 16% al 38%, y entre las que cuentan con solo educación primaria pasa del 41% al 59% (unos 18 puntos porcentuales). En contraste, entre las MEF unidas de este rango de edad con mayores niveles educativos (secundaria completa o más), la prevalencia anticonceptiva aumenta apenas del 68% al 72%, es decir, unos 4 puntos porcentuales en promedio. Aún más relevante es el incremento en el uso de anticonceptivos modernos entre las MEF unidas de 15-49 años analfabetas: pasa de tan solo el 4% al 19%. En el caso de las que tienen educación primaria, ese uso crece de un promedio del 16% al 48%; y en aquellas con educación secundaria o más, pasa del 37% al 52%. Ello revela que el acceso a métodos anticonceptivos más eficientes es el principal cambio ocurrido durante estas dos décadas en que se inician los programas públicos de planificación familiar. Sin embargo, también se ha señalado que, con excepción de fines de la década de 1990, el uso de métodos tradicionales sigue siendo muy alto aún en la actualidad, llegando a cerca del tercio del total de usuarias.

La ENDES 1996 recoge información sobre la fuente en la que las usuarias obtienen los anticonceptivos. Para esa fecha, el 69.6% de las que empleaban anticonceptivos modernos dependía de instituciones públicas, particularmente de hospitales, centros y postas de salud del MINSA (57.1% de las usuarias) y de la seguridad social (10.7%). El sector privado atendía al 24.5% de esas mujeres –en especial las farmacias (15.4%) para los métodos de barrera–, y las ONG atendían solo al 3.3%. La oferta pública habría así desplazado a la privada en la provisión de servicios de planificación familiar. El sector público cubría al 87.8% de las usuarias de anticonceptivos inyectables, al 78.3% de las usuarias de métodos definitivos (AQV), al 76.4% de las que optaban por la colocación de DIU y al 58.2% de las que usaban anticonceptivos orales (INEI, 1997: 72, Cuadro 4.12).

Por tanto, se puede afirmar que la expansión de la oferta pública de servicios de planificación familiar entre 1986 y 1996 permitió disminuir las brechas entre mujeres con distintos niveles de educación formal, en cuanto al acceso, al conocimiento y al uso de MAC, en especial en lo relativo al acceso a métodos más seguros y efectivos.

Del autoritarismo (1996-2000) al conservadurismo (2000-2004)

Durante el segundo gobierno de Alberto Fujimori (1996-2000), los programas públicos de planificación familiar (PNPF) alcanzaron su mayor cobertura y también experimentaron una fuerte crisis debido a prácticas autoritarias relacionadas sobre todo con la provisión de la esterilización quirúrgica (AQV). Se estima que, durante este período, en especial entre 1997-1999, se practicaron unas 200 mil intervenciones de AQV, sobre todo femenina y en sectores populares y rurales (Defensoría del Pueblo, 2005). La premura y la presión política por alcanzar metas preestablecidas de usuarias determinaron 16 muertes y complicaciones que tuvieron gran resonancia en los medios de comunicación (Guzmán, 2008: 222-223). La Defensoría del Pueblo, a través de la Defensoría Especializada en Derechos de la Mujer, se pronunció desde 1998 exigiendo cambios en la consejería para asegurar el consentimiento informado y evitar que las ligaduras y las vasectomías se practicaran en locales o campañas sin las condiciones necesarias. Los grupos católicos conservadores y muchas organizaciones feministas, por razones distintas, denunciaron estos casos observados por la recientemente creada Defensoría del Pueblo. Estos escándalos se sumaron al creciente desprestigio del régimen fujimorista ante la evidencia de una corrupción generalizada que involucraba a medios de comunicación, congresistas y altos mandos militares. Pese a los cambios en la normativa del Programa Nacional de Planificación Familiar, para asegurar el consentimiento informado y la calificación de los centros que ofrecían este método, así como a la implementación de otras medidas referidas a la AQV, para fines de 1999 el PNPF hacía agua y se restringieron los fondos de cooperación, lo que llevó a que perdiera su legitimidad y sentido original. Como señala Bonfiglio:

[...] durante este período, más que en ningún otro, el debate sobre temas de población ha sido “contaminado” por la situación política general del país [...] en tal sentido, las acusaciones de las AQV forzadas (más allá de si eran ciertas o falsas) han generado un flanco débil que ha sido aprovechado profusamente por la oposición a la planificación familiar (Bonfiglio, 1999: 179).

El impacto no solo fue a nivel político: la población, alarmada frente a esta coyuntura, redujo drásticamente su demanda por las esterilizaciones, las que ya desde 1998 habían caído a unas 28 mil por año. La secuela política de estos hechos continuó aún en 2011. En el marco de la campaña presidencial, el entonces candidato y actual presidente Ollanta Humala, en un programa televisivo de debate con la candidata del fujimorismo e hija del ex-presidente, Keiko Fujimori, le recordó las acusaciones sobre esterilizaciones forzadas; según los analistas, el hecho de que no pudiera dar una respuesta clara fue decisivo en su derrota en las elecciones generales de ese año.

Luego del gobierno de transición, el régimen de Alejandro Toledo encargó la dirección del Ministerio de Salud, por dos períodos sucesivos, a médicos conservadores que revirtieron la orientación del PNPF hacia los métodos “naturales” y prácticamente discontinuaron la provisión de los métodos quirúrgicos (ligaduras y vasectomías).

Según la Defensoría del Pueblo, en su cuarto informe sobre supervisión de los servicios de planificación familiar de abril de 2005, el sistema de vigilancia de los derechos reproductivos:

[...] permitió identificar a partir del año 2001 nuevos problemas que se presentaron en la ejecución del PNPF y que diferían de los antes mencionados (referidos a presiones a proveedores y mujeres para esterilizaciones femeninas, metas fijadas para mujeres en edad fértil exclusivamente para métodos permanentes y jornadas focalizadas en ligaduras y vasectomías), en tanto ya no reflejaban una tendencia compulsiva en la aplicación del programa, sino que, por el contrario, *evidenciaban un alarmante desinterés en fomentar el uso de métodos anticonceptivos y en llevar a cabo una adecuada política de control de la natalidad* (Defensoría del Pueblo, 2005: 11) (El subrayado es nuestro).

Las consecuencias de este cambio de rumbo en la política oficial de planificación familiar¹⁰ pueden documentarse a partir de los resultados de la Encuesta Demográfica y de Salud Familiar correspondiente al año 2000 (ENDES 2000) (INEI, 2001) y de la del año 2004 (ENDES 2004) (INEI, 2006). A pesar de adoptar en ese año la metodología de encuesta continua (con una muestra de 6,251 mujeres frente a una de 27,843 en la ENDES 2000), los resultados son comparables para las variables de área de residencia, región, nivel educativo y otras con suficiente grado de agregación. Resulta interesante comparar ambas encuestas, pues corresponden al momento final de dos enfoques y políticas de salud reproductiva marcadamente diferentes. En efecto, la ENDES 2000 (INEI, 2001) proporciona datos sobre la salud sexual y reproductiva al final del gobierno de Fujimori, lo que permite evaluar el impacto del PNPF en su segundo período (1996-2000), caracterizado por su prioridad política y su verticalidad. Asimismo, la ENDES 2004 refleja la situación de la fecundidad y la planificación familiar al final de las gestiones de los dos primeros ministros de salud del gobierno de Toledo, conocidos por sus tendencias conservadoras y por las modificaciones que propiciaron en el PNPF.

La cuestión central que queremos analizar es el impacto que estos cambios radicales de política en la materia pueden haber tenido en la fecundidad y, sobre todo, en el acceso y uso de MAC según el nivel educativo de las mujeres. Con ello queremos aproximarnos a los temas de equidad y calidad de los servicios públicos de planificación familiar y a cómo esos cambios promovieron o vulneraron los derechos de las mujeres peruanas.

Como se aprecia en el Cuadro 6, el porcentaje de MUEF que declara no querer más hijos (incluyendo a las esterilizadas) cambió poco entre 2000 y 2004/5 (dos tercios de las MUEF). Nótese que, para el año 2000, el porcentaje de MUEF analfabetas que declara no

10 Esta sección se basa en una versión anterior revisada y corregida; véase Aramburú, 2005b.

Cuadro 6

Deseo de no tener más hijos, conocimiento y uso de métodos anticonceptivos (MAC) en MUEF, según nivel educativo (en porcentajes). Perú. Años 2000 y 2004-5

Nivel educativo	No desea más hijos ¹		Conoce algún MAC		Usa algún MAC		Usa MAC modernos	
	2000	2004/5	2000	2004/5	2000	2004/5	2000	2004/5
Ninguno	84.4	Nd	93.6	94.8	50.2	56.4	65.7	52.1
Primaria	76.3	Nd	98.5	99.5	63.5	66.5	69.0	59.5
Secundaria	60.9	Nd	100.0	100.0	74.6	74.7	76.0	69.6
Superior	55.5	Nd	100.0	100.0	75.5	73.7	77.0	73.9
Total de MUEF	67.3	66.0	99.0	99.8	68.9	70.7	77.0	66.6

¹ Incluye a las mujeres que no desean más hijos y a las esterilizadas.

Fuente: Elaboración propia sobre datos de las ENDES 2000 y 2004-5 (INEI, 2001; INEI, 2006).

querer más hijos (84.4%) es mucho mayor que el de las mujeres con educación superior (55.5%). Ello refleja que, para las primeras, la brecha reproductiva entre fecundidad y demanda potencial es significativamente mayor. Sorprendentemente, en la ENDES 2004/5 no se ha tabulado este indicador, como sí se ha hecho en todos los demás informes de la ENDES ¿Podría esta omisión deberse a presiones políticas?

Con respecto al conocimiento de algún MAC, existe un ligero incremento entre las mujeres con bajos niveles educativos y continúa siendo del 100% para las mujeres con mayores niveles educativos (secundaria o más) en ambas fechas. El uso de cualquier anti-conceptivo también registra un leve incremento, especialmente entre las mujeres de menores niveles educativos, aunque a un ritmo muy inferior al del quinquenio anterior (1996-2000). Las diferencias están no en la prevalencia total sino en la mezcla anticonceptiva, en especial entre las MUEF menos educadas. Así, el uso de métodos modernos cae del 65.7% al 52.1% entre las usuarias analfabetas y del 69% al 59% entre las que solo alcanzan la primaria. Otros estudios han llamado la atención sobre este cambio:

Llama la atención, en el caso del Perú, que, tan solo en un período de 4 años, la prevalencia de métodos tradicionales aumentó en 5 puntos porcentuales [...] en tanto que el uso de los métodos modernos disminuyó en tres puntos porcentuales durante el mismo período [...] (Piscoya y Alves, 2008: 135).

Este hecho, inédito en otras sociedades, revela el costo de la modificación del rumbo en el programa de planificación familiar que ya hemos señalado. No se han documentado las posibles consecuencias de ello en términos de su impacto en incidencia de abortos y embarazos no deseados. Es indudable que estos cambios en el Programa Nacional de Planificación Familiar afectaron sobre todo a las mujeres menos educadas y, especialmente, a las rurales, las cuales dependen en mayor medida de los servicios públicos de planificación familiar. Para ellas, tales cambios significaron una clara vulneración a sus derechos reproductivos consagrados por la Ley de Población de 1985.

Retorno a la “normalidad” (2005-2012)

Luego de la reacción conservadora del gobierno de Toledo, la política y el PNPf retornan a una cierta “normalidad” durante el segundo gobierno de García (2006-2011) y el actual gobierno del presidente Humala (2011-hoy). Como se ha señalado, la fecundidad ha continuado descendiendo en el último quinquenio, pero a un ritmo inferior al del anterior (-13.8% *versus* -21.6%, respectivamente), y la TGF se estima en 2.6 hijos/mujer para 2012. La totalidad del descenso reciente se explica por la caída de la fecundidad de las mujeres rurales (-18.6%), pues la de las urbanas se ha mantenido en 2.3 hijos/mujer en la última década, ligeramente por encima de la tasa de reemplazo.

El análisis del descenso de la fecundidad por edad (TEF) revela que, en la última década, ha alcanzado su mayor valor entre las mujeres mayores de 40 años (INEI, 2012: 85):¹¹ un 22% en la cohorte de 40-44 años y un 50% en la de 45 a 49. Es probable que ello se deba a la prioridad en la oferta de la AQV durante el gobierno de Fujimori, pues la prevalencia de este método fue la más alta (16.4% de las usuarias) justamente 16 años antes, cuando estas mujeres tenían una edad promedio entre 30-32 años –considerando que la mediana de edad de las usuarias de este método era de 31.4 años en 2000 (ENDES 2000 en INES, 2001).

En cuanto al uso de MAC, se ha señalado que ha aumentado del 70.7% al 75.5% de todas las MUEF entre 2004/5 y 2012, recuperando el incremento quinquenal observado en la década de 1990. El uso de MAC modernos ha crecido ligeramente del 66.6% al 68.6%, lo que revela la persistencia de una mezcla anticonceptiva poco segura. El acceso a MAC modernos se ha incrementado especialmente entre las mujeres analfabetas (del 52.1% al 60.3%) por el aumento sostenido en el uso de inyectables, que es el método moderno más utilizado –lo que explica el mayor descenso de la fecundidad de las mujeres rurales–. Es asimismo notable el crecimiento en el uso del condón: se ha duplicado desde 2000, y hoy es el segundo método moderno más utilizado por el 16% de las usuarias (Cuadro 3). Finalmente, como se ha indicado, el sector privado comercial ha incrementado su peso desde 2000 como fuente de suministro: atiende casi al 40% de las usuarias en 2012.

Los retos pendientes, en lo que se refiere a incrementar la equidad y la calidad de la planificación familiar en la próxima década, incluyen: mejorar la información sobre los efectos secundarios reales de los métodos modernos para disminuir el uso de métodos poco seguros; reducir la incidencia del embarazo adolescente –que no ha disminuido en toda la década pasada (alcanza al 12.5% de menores de 19 años); reforzar los servicios públicos, especialmente para las mujeres rurales menos educadas; y atender al creciente número de parejas convivientes y a mujeres no-unidas sexualmente activas. El aumento de estas últimas es un indicio del comienzo de la segunda transición demográfica en la sociedad peruana (Lesthaeghe, 2010), tema que merece un tratamiento especial aparte.

11 Cálculo nuestro sobre la base de datos de la ENDES 2011 (INES, 2012: 85, Cuadro 3.2).

Conclusiones

Los hallazgos de este breve trabajo pueden resumirse en los siguientes puntos:

- La fecundidad, especialmente la de las mujeres urbanas, desciende una década antes del inicio oficial de los programas públicos de planificación familiar.

- Este descenso, de casi un 29% en la fecundidad urbana (entre 1970-1985), ocurre con una prevalencia anticonceptiva baja (menos del 46% de las MUEF) y con la mitad de estas mujeres usando métodos tradicionales. Por ello, es probable que el aborto inducido haya tenido un efecto fundamental en esta caída.

- El sector privado comercial (farmacias para provisión de anticonceptivos orales y servicios médicos privados para el DIU) tuvo un peso significativo al inicio de la transición de la fecundidad.

- Las ONG de servicios de planificación familiar nunca han brindado una cobertura significativa; sin embargo, contribuyeron a promover información y legitimidad en el uso de MAC.

- La fecundidad entre las mujeres rurales inicia su descenso más de una década después que la de las urbanas y depende en mayor medida de los servicios públicos. Los inyectables son el método más utilizado por este sector de la población femenina.

- Los vaivenes en la política de planificación familiar han afectado sobre todo a las mujeres más humildes, rurales y de bajos niveles educativos, pues ellas dependen en mayor medida de los servicios públicos.

- El uso de métodos tradicionales, especialmente el ritmo, tiene aún un peso desproporcionado (un tercio de las usuarias) debido al desconocimiento y a la falta de campañas informativas y consejería adecuadas que promuevan el uso de métodos seguros.

- En el campo de la planificación familiar, la virtual desaparición de las ONG y de la cooperación internacional –al estar Perú clasificado como país de renta media-alta– ha cargado el peso de los servicios hacia el sector comercial y el público.

Por ello, para mejorar la equidad en los derechos sexuales y reproductivos, es fundamental que la política y los programas de planificación familiar sean una política de Estado y no estén sujetos a cambios derivados de la ideología de los gobiernos de turno.

Bibliografía

- ALCÁNTARA, E. y J. Ortiz (2002), *Accesibilidad a los servicios de salud sexual y reproductiva y contribución de los determinantes intermedios a los cambios en la fecundidad en el Perú*, Lima: INEI.
- ARAMBURÚ, C. (2005a), "Politics and Reproductive Health; a dangerous connection", en S. Lerner y E. Vilquin (eds.), *Reproductive Health, unmet needs and poverty*, París: CICRED.
- (2005b), "Fecundidad y planificación familiar: comparando las ENDES 2000-2004", en *Economía y Sociedad*, núm. 56, junio, Lima: CIES.
- ASPILCUETA, D. (2008), "La salud reproductiva en las políticas de población", en Academia Peruana de Salud, *Historia de la salud en el Perú*, vol. 9, título VIII, Lima: Academia Peruana de Salud, pp. 144-156.
- BONFIGLIO, G. (1999), *25 años de debate sobre temas de población en la prensa peruana 1974-199*, Lima: Industrial Papiros, Informe de Investigación.
- CENTRO DE ESTUDIOS EN POBLACIÓN Y DESARROLLO (CEPD) (1965), *Ier Seminario Nacional de Población y Desarrollo*, Paracas (Perú): Centro de Estudios de Población y Desarrollo, diciembre.
- CLINTON, R. (1984), *Antecedentes de la política de población*, Lima: Consejo Nacional de Población.
- CONSEJO NACIONAL DE POBLACIÓN (CONAPO) (1985), *Ley de Política Nacional de Población DL 346*, Lima: Consejo Nacional de Población [3era edición].
- DEFENSORÍA DEL PUEBLO (2005), *Supervisión a los servicios de planificación familiar IV*, Lima; Defensoría del Pueblo, Informe núm. 90, abril. Disponible en <www.defensoria.gob.pe/informes-publicaciones.php>.
- DONAYRE, J., R. Guerra-García y L. Sobrevilla (2012), *Políticas y programas de población en el Perú: del debate a la acción*, Lima: Ed. UPCH-UNFPA.
- GOLDMAN, N., L. Moreno y Ch. Westoff (1989), *Peru Experimental Study: An evaluation of Fertility and Child Health Information*, Nueva Jersey (USA): Princeton University, DHS Office of Population Research.
- GUZMÁN, A. (2008), "La revolución en los métodos anticonceptivos", en Academia Peruana de Salud. *Historia de la salud en el Perú*, vol. 9, Título VIII, Lima: Academia Peruana de Salud, pp. 214-310.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA E INFORMÁTICA (INEI) (1988), *Perú: Encuesta Demográfica y de Salud Familiar 1986 (ENDES 1986)*, *Informe general*, Lima: INEI, abril.
- (1997), *Perú: Encuesta Demográfica y de Salud Familiar 1996 (ENDES 1996)*, Lima: INEI, junio.

- (1999), *Perú: Encuesta Demográfica y de Salud Familiar 1991/1992* (ENDES 1991/1992), Lima: INEI, septiembre.
- (2001a), *Perú: Encuesta Demográfica y de Salud Familiar 2000* (ENDES 2000), Lima: INEI, mayo.
- (2001b), *Perú: Estimaciones y Proyecciones de Población 1950-2050*, Lima: INEI, Boletín de Análisis Demográfico núm. 35, julio, Cuadro 1: 20.
- (2006), *Perú Encuesta Demográfica y de Salud Familiar, ENDES continua, 2004-2005*, Lima: INEI, septiembre.
- (2012), *Perú: Encuesta Demográfica y de Salud Familiar 2011* (ENDES 2011), Lima: INEI, mayo.
- (2013), *Perú: Encuesta Demográfica y de Salud Familiar 2012* (ENDES 2012), Lima: INEI, abril.
- INSTITUTO NACIONAL DE PLANIFICACIÓN (INP) (1979), *Encuesta Nacional de Fecundidad del Perú 1977-78*, Lima: DGCED, mayo.
- LESTHAEGE, R. J. (2010), "The Unfolding Story of the Second Demographic Transition", en *Population and Development Review*, 36 (2), Nueva York: Population Council, p. 211.
- PISCOYA, M. y M. Alves (2008), "Conhecimento, atitute e características sociodemográficas associadas à demanda por contracepção no Peru e Bolívia", en L. Rodriguez (org.), *Población y Salud Sexual y Reproductiva en América Latina*, Río de Janeiro: ALAP, Serie de Investigaciones núm. 4.
- VALDIVIA, M. (2005), "Planificación familiar y salud materno-infantil en el Perú: menos puede ser mejor", en *Economía y Sociedad*, núm. 55, marzo, Lima: CIES.
- VARILLAS, A. y P. Mostajo (1999), *La situación poblacional peruana*. Lima: INANDEP.
- WESTOFF, CH. y L. H. Ochoa (1991), *Unmet need and the demand for family planning*, Calverton (Maryland): Macro International, DHS Comparative Reports núm. 5.

Anexo

Cuadro A.1
Características técnicas de las encuestas demográficas. Perú. Años 1986-2012

Característica	1986	1991-92	2000	2004-5(*)	2012
Fecha de las encuestas (meses/año)	9-12/1986	8/1991-3/1992	7-11/2000	1-9/2005	3-12/2012
Muestra (MEF 15-49)	4,999	15,882	27,843	12,781	23,888
Tasa de respuesta	94.6%	92.6%	92.8%	97.5%	97.3%
Ámbitos de inferencia	U/R/Lima, 4 regiones naturales	U/R, 13 regiones, 3 regiones naturales, 4 niveles de urbanización	U/R, 3 regiones naturales, 3 niveles de urbanización, 24 departamentos	U/R, 4 regiones naturales	U/R, 24 departamentos
Variables	Nivel educativo	Nivel educativo	Nivel educativo	Nivel educativo, quintil de ingreso	Nivel educativo, quintil de ingreso
Instituciones	INEI, IRD, CNP	INEI, Macro Int. (USAID), UNFPA	INEI, Measure DHS-Macro Int. (USAID), UNICEF	INEI, Measure DHS-Macro Int. (USAID)	INEI, ICF (ex- Macro Int.)

(*) En ese año se adoptó la metodología de muestra continua con entrevistas anuales a aproximadamente 6,600 hogares durante 9 meses en cada año.

Fuente: INEI, Encuestas Demográficas y de Salud Familiar (ENDES) 1986, 1991-92, 2000, 2004-5 y 2012.

103

C. E.

Aramburú

Cuadro A.2
Niveles educativos de las mujeres entre 15-49 años (en porcentajes). Perú. Años 1986-2012

Nivel	1986	1991-92	2000	2004-5	2012
Sin instrucción	11.0	5.9	5.1	3.5	2.4
Primaria	38.0	28.2	28.6	24.6	22.4
Secundaria	41.8	41.7	44.6	42.8	46.9
Superior	9.2	23.9	21.7	29.0	28.3
Total	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Fuente: ENDES 1986, 1991-92, 2000, 2004-5 y 2012.

Arranjos domiciliares e vulnerabilidade ao empobrecimento: aspectos metodológicos e empíricos

Domestic Arrangements and Vulnerability to Impoverishment: Methodological and Empirical Aspects

Líli Montali e Marcelo Tavares de Lima

Núcleo de Estudos de Políticas Públicas, Universidade Estadual de Campinas

Resumo

A análise da pobreza e das desigualdades de renda com base nos arranjos domiciliares elucidou aspectos que possibilitam orientar políticas sociais para a superação da pobreza e para o desenvolvimento social. O objetivo da pesquisa é investigar as fragilidades dos arranjos domiciliares mais vulneráveis ao empobrecimento. Foi motivado por se constatar que permanece a desigualdade de renda entre domicílios metropolitanos brasileiros identificados como mais vulneráveis ao empobrecimento e os demais arranjos domiciliares durante a década de 2000, período em que ocorre a redução da desigualdade de renda no país, crescimento do emprego e da renda domiciliar per capita e a ampliação da política de transferência de renda. O conceito de divisão sexual do trabalho tem papel central neste artigo como transversal à família e ao mercado, definindo os lugares de homens e de mulheres na esfera da reprodução e na esfera da produção. Esta abordagem explicitou a divisão sexual do trabalho como um dos desafios que limitam tanto a inserção em empregos de qualidade para mulheres responsáveis por família com crianças e adolescentes como a superação da pobreza no caso dos domicílios mais vulneráveis.

Palavras chave: divisão sexual do trabalho, família, pobreza, desigualdade.

Abstract

This analysis of poverty and inequalities among income levels based on domestic arrangements brings out aspects that may contribute to the implementation of social policies for overcoming poverty and promoting social development. The objective of the research was to investigate the limitations of the domestic arrangements that are most vulnerable to impoverishment. The study was motivated by the realization that, between 2001 and 2010, unequal incomes continued to exist among Brazilian metropolitan households identified as the most vulnerable to impoverishment, on the one hand, and other domestic arrangements, on the other. It was this period which saw an overall reduction in inequalities among incomes in the country, accompanied by increased employment and higher per-capita household earnings, and by improvements in policies for transferring income. The concept of gender division of labor plays a critical role in this article, as an aspect that involves both home and workplace by defining the places of men and of women in the spheres of both production and reproduction. This approach pointed out the gender division of labor as one of the challenges that limit access of female heads of households with children and adolescents to quality jobs and the overcoming poverty in the case of the most vulnerable households.

Key words: gender division of labor, family, poverty, inequality.

Introdução

A investigação da pobreza e das desigualdades de renda tendo como referência os arranjos domiciliares identificados por sua configuração e momento do ciclo vital das famílias contribuiu para elucidar aspectos dessa questão, bem como para oferecer evidências que podem orientar políticas sociais para a superação da pobreza e para o desenvolvimento social.

A partir da constatação da permanência da desigualdade de renda entre os domicílios metropolitanos brasileiros identificados como mais vulneráveis ao empobrecimento e os demais arranjos domiciliares na década de 2000 passou-se a investigar as fragilidades dos mesmos. Nesse período analisado, ocorre a redução da desigualdade de renda no país, crescimento do emprego, elevação da renda domiciliar per capita e ampliação da política de transferência de renda; configura-se também como um período de retomada do crescimento econômico no Brasil.

Os arranjos domiciliares identificados como mais vulneráveis ao empobrecimento correspondem àqueles nas etapas iniciais do ciclo de vida familiar, ou seja, às etapas de constituição e consolidação, e também aos monoparentais femininos. Aqueles na etapa de constituição no ciclo vital da família são identificados através dos domicílios nucleados pelo casal com idades de até 34 anos com filhos e/ou parentes; aqueles na etapa de consolidação do ciclo vital familiar são identificados através dos domicílios nucleados pelo casal com idades entre 35 e 49 anos, com a presença de filhos e/ou parentes; os arranjos monoparentais femininos incluem todos os domicílios assim configurados, correspondendo às diversas etapas do ciclo vital das famílias. Foram identificados como tais por estudos anteriores de Montali (2008) e refirmados por investigação recente (Montali, 2012). Diferenciam-se dos outros arranjos domiciliares por apresentam menor rendimento domiciliar per capita, menores taxas de geração de renda e maiores concentrações nos decis inferiores de renda per capita.

Estudo de Arriagada, com base em estudo que abrange famílias latinoamericanas de 16 países, realizado em 2002 em zonas urbanas, de forma similar, aponta para maior incidência da pobreza nos lares monoparentais com chefia feminina e entre as famílias nucleares biparentais com filhos nas etapas inicial, de expansão e consolidação do ciclo de vida familiar, destacando em ambos os tipos de arranjos a dependência de filhos (Arriagada, 2007). A autora relaciona estruturas familiares e etapas do ciclo de vida familiar com a incidência da pobreza e de bem-estar.

Os referidos estudos de Montali identificaram nos arranjos domiciliares mais vulneráveis ao empobrecimento analisados nas Regiões Metropolitanas Brasileiras “superposições de fragilidades” que dificultam a superação da condição de pobreza. Foram identificados três desafios para a superação da pobreza da maior parte desses arranjos: o primeiro se relaciona à composição desfavorável destes para a inserção de seus componentes no mercado de trabalho marcada por elevada dependência dos adultos em decorrência da presença de crianças e adolescentes; o segundo, relacionado a este, se associa à concepção tradicional da divisão sexual do trabalho que impõe limitações às mulheres

com encargos por crianças para inserção em empregos de qualidade; o terceiro, evidenciado pela análise daqueles arranjos que são beneficiários de transferência de renda, é relacionado ao acesso diferenciado destes arranjos domiciliares identificados como mais vulneráveis ao empobrecimento a tipos de benefícios de transferência de renda com valores mais baixos (Montali, 2008). Dessa forma, observou-se para estes arranjos mais vulneráveis ao empobrecimento, que se somam as limitações para obtenção de renda do trabalho –decorrente de sua composição e das características e restrições para a inserção de sua força de trabalho no mercado– e também os valores comparativamente mais baixos obtidos pelos programas de transferência de renda vigentes¹ que se associam aos momentos iniciais do ciclo vital da família e à presença de crianças.

Nesta perspectiva de investigação, o conceito de divisão sexual do trabalho tem papel central. Entende-se que a disponibilidade para a inserção no mercado é condicionada pelas relações de gênero, idade, posição na família, divisão sexual do trabalho e pelas relações hierárquicas internas do grupo doméstico, por um lado e, por outro, por restrições diferenciadas encontradas por seus componentes para inserção no mercado de trabalho.

Através dessa abordagem foi possível explicitar a vigente divisão sexual do trabalho como um dos aspectos que limitam a inserção em empregos de qualidade de mulheres responsáveis pela família –em arranjos com a presença de crianças e adolescentes. Essa divisão, que perpassa a família e o mercado, mantém, para as mulheres, a atribuição do cuidado dos filhos e das atividades domésticas, pouco se alterando no tempo, como evidenciado por pesquisas sobre o uso do tempo e outros estudos. Nestes arranjos com maiores fragilidades para garantir a sobrevivência, que concentram crianças e adolescentes em sua composição, foram identificados padrões de inserção da mulher no mercado de trabalho que se articulam ao referido padrão vigente de divisão sexual do trabalho e que resultam em vínculos precários e em remunerações de menor valor, dificultando a superação da pobreza por esses arranjos domiciliares.

Na análise são utilizados os dados levantados pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) referente ao período 2001 a 2009. As análises tomam como referência a população do Distrito Federal e das nove Regiões Metropolitanas Brasileiras,² regiões cobertas pela PNAD, que congregam as capitais das referidas unidades da federação e são espaços predominantemente urbanos. Se, por um lado, o contexto metropolitano analisado se destaca pela concentração da geração de importante parcela do PIB nacional, por outro lado, as regiões

1 Programa Bolsa Família, de natureza federal, e outros programas de natureza estadual e municipal, em contraposição ao Benefício de Prestação Continuada (BPC), dirigido para idosos e deficientes carentes.

2 A análise abrange nove Regiões Metropolitanas Brasileiras (RMS), a saber, Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo, e o Distrito Federal (DF), para as quais existem levantamentos anuais da PNAD-IBGE para o período 2001-2009. Recorda-se que o Brasil conta com 35 regiões metropolitanas instituídas oficialmente, mas apenas para aquelas instituídas na década de 70 existem levantamentos sistemáticos da pnad.

metropolitanas se destacam pela renda domiciliar mais alta que suas unidades da federação e por indicadores de desigualdades mais elevados que a média brasileira, constituindo espaços relevantes para o estudo da pobreza e da desigualdade.

Este artigo, que visa explicitar as fragilidades dos arranjos mais vulneráveis ao empobrecimento, será composto, além desta introdução, por mais 3 sessões. A primeira sessão evidenciará a composição desfavorável para a inserção no mercado dos arranjos mais vulneráveis ao empobrecimento, a dependência de crianças e de adolescentes e os rendimentos comparativamente mais baixos destes; a segunda sessão abordará a inserção desfavorável das mulheres com encargos por crianças (em comparação com as outras mulheres) e as possibilidades de mudança dessa situação através de apoio no cuidado das crianças evidenciado pelo acesso à creches e à educação infantil; e a terceira sessão retoma a questão das transferências de valor mais baixo para esses arranjos e os esforços das mais recentes medidas das políticas sociais dirigidas às famílias pobres com crianças e adolescentes que podem atuar no sentido de compensar as desigualdades de renda dos arranjos mais vulneráveis ao empobrecimento.

A composição dos arranjos mais vulneráveis e as desigualdades de renda

Os arranjos mais vulneráveis ao empobrecimento apresentam, no período analisado, proporções de crianças e adolescentes³ entre os componentes do domicílio superiores àquela observada para a média metropolitana.

108

Año 8
Número 14
Enero/
junio 2014

Por sua vez, a análise comparativa entre tais arranjos mostra que, no decorrer dos anos 2000, a proporção mais elevada de crianças/adolescentes é encontrada nos arranjos nucleados pelo casal com idades de até 34 anos com filhos e/ou parentes, que correspondem à etapa de constituição no ciclo vital da família. Em 2009, as crianças e adolescentes representam cerca de 45% dos componentes do arranjo do casal mais jovem; em 2001 e 2006 essas proporções eram superiores, da ordem de 47% e 46%, respectivamente (Tabela 1).

Os arranjos em que o casal tem idades entre 35 e 49 anos, também com a presença de filhos e/ou parentes (etapa de consolidação do ciclo vital familiar), é encontrada a segunda mais elevada proporção de crianças e adolescentes em relação aos seus componentes (cerca de 35%, em 2009), também com tendência decrescente no período analisado.

Nas famílias monoparentais femininas essa proporção já é menor, da ordem de 29% em 2009 e declinante no período; ainda que mais próximas da média metropolitana, são sempre superiores a esta.

Para o Brasil, no período analisado, são encontradas características semelhantes da composição domiciliar no que refere às proporções mais elevadas de crianças e

3 São consideradas como crianças e adolescentes as idades entre 0 e 17 anos.

Tabela 1
Proporção de crianças e adolescentes segundo tipo de arranjo domiciliar.
Regiões Metropolitanas e Brasil. 2001-2009

Dependência por adulto *	2001		2006		2009	
	Total metropolitano	Brasil	Total metropolitano	Brasil	Total metropolitano	Brasil
Casais	33.3	36.1	29.9	33.0	28.3	30.8
Casal sem filhos	-	-	-	-	-	-
Casal com filhos e parentes	36.7	39.4	33.7	36.8	32.5	35.2
Casal até 34 anos com filhos e parentes	47.3	49.1	46.3	48.2	45.3	47.2
Casal de 35 a 49 anos com filhos e parentes	37.4	39.7	35.0	37.1	34.6	35.8
Casal de 50 anos e mais com filhos e parentes	14.8	18.4	12.2	16.0	11.5	14.5
Chefe feminina sem cônjuge	29.6	32.6	27.6	30.4	26.6	29.2
Chefe feminina sem cônjuge - e/ou filhos parentes	32.1	35.2	30.3	33.1	29.4	32.2
Chefe feminina unipessoal	-	-	-	-	-	-
Chefe masculino sem cônjuge	14.6	16.6	12.3	14.3	11.4	13.2
Chefe masculino sem cônjuge - e/ou filhos e/ou parentes	20.2	23.7	18.2	21.5	17.3	20.4
Chefe masculino unipessoal	-	-	-	-	-	-
Total	31.6	34.7	28.4	31.6	27.0	29.6

* Valores atualizados para 2009, Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Microdados reponderados até 2007. Elaboração: NEPP/UNICAMP.

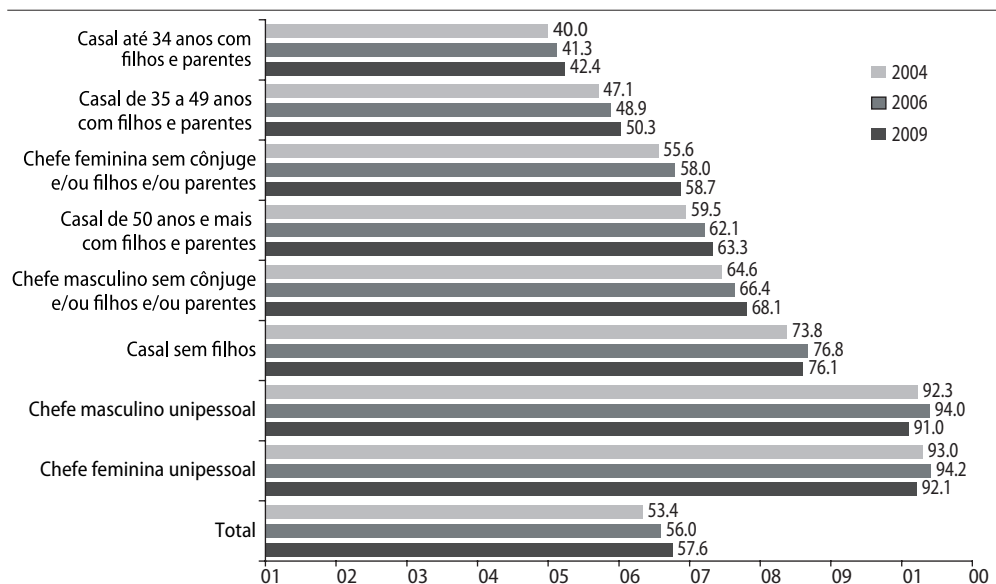
adolescentes no domicílio entre os arranjos identificados como mais frágeis. São identificadas também semelhanças nas tendências de redução da proporção destes componentes. No entanto, para o país, observam-se proporções mais elevadas de crianças e adolescentes comparativamente aos valores apresentados para o total das regiões metropolitanas em todos os tipos de arranjos domiciliares e também em todos os anos analisados (Tabela 1).

Outro aspecto relacionado à composição dos arranjos mais vulneráveis ao empobrecimento é expresso pelas taxas de geração de renda comparativamente mais baixas. Para tais arranjos, essa taxa evidencia condições desfavoráveis para inserção no mercado de trabalho ou para obtenção de renda através de outras fontes, comparativamente aos demais arranjos domiciliares. Note-se que estes dados se referem à População em Idade Ativa (PIA).⁴

Tomando o período mais recente de expansão da economia, observa-se, para a maioria dos arranjos domiciliares, a elevação das taxas de geração de renda (Gráfico 1). Para a média metropolitana, o indicador mostra que cerca de 53% dos componentes em idade ativa dos domicílios, geravam renda em 2004 e cerca de 58% em 2009.

4 Compreende-se como População em Idade Ativa (PIA) os indivíduos de 10 anos e mais, como é usual nos estudos sobre mercado de trabalho. A taxa de geração de renda é a razão de indivíduos em idade ativa com renda (todas as rendas), sobre o total dos indivíduos em idade ativa do domicílio.

Gráfico 1
Taxa específica de geração de renda* por tipo de arranjos domiciliares (%).
Regiões Metropolitanas Brasileiras. 2004-2009



* Taxa de geração de renda: pessoas de 10 anos ou mais com rendimento/total de pessoas com 10 anos ou mais.

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Microdados reponderados até 2007. Elaboração: NEPP/UNICAMP.

Para os arranjos mais vulneráveis ao empobrecimento, as taxas têm tendência de crescimento nesse período; porém, são sempre inferiores à média metropolitana, com a exceção das famílias monoparentais femininas. Assim, para aquelas nucleadas pelo casal jovem com filhos, a taxa de geração de renda passa de 40% dos componentes em 2004 para 42% em 2009; para aquelas nucleadas pelos casais com idades entre 35 e 49, também com a presença de filhos, passa de 47% dos componentes para 50% em 2009. No caso das famílias monoparentais femininas, mais que a metade dos componentes em idades ativa geravam renda, ou seja, cerca de 56% destes em 2004 e cerca de 59% em 2009.

Como mencionado, quanto aos rendimentos, estes arranjos são identificados por apresentarem rendimentos familiares per capita mais baixos que os demais arranjos domiciliares e abaixo da média regional e também por apresentarem as mais elevadas concentrações entre os decís inferiores de renda familiar per capita (Tabela 2).

Nas Regiões Metropolitanas Brasileiras, é encontrada a mesma diferenciação em relação à renda domiciliar per capita entre os tipos de arranjos domiciliares mais vulneráveis ao empobrecimento e os demais tipos de arranjos nos dois períodos analisados da década: nos anos do iniciais (2001 a 2003), caracterizados pelo baixo crescimento econômico, elevado desemprego e redução dos empregos não regulamentados; e no período compreendido a partir de 2004 até o final da década, anos de expansão da economia, de crescimento do emprego e de ampliação da cobertura dos programas sociais de

Tabela 2
Distribuição dos domicílios segundo arranjos domiciliares e decis da renda* domiciliar per capita.
Regiões Metropolitanas Brasileiras. 2004-2009

Tipos de arranjos	2004			2009		
	20% mais pobres	50% mais pobres	Total	20% mais pobres	50% mais pobres	Total
Casais	67.1	66.2	63.7	67.1	64.2	62,2
Casal sem filhos	5.7	9.2	12.9	5.7	10.3	15.3
Casal com filhos e parentes	61.4	57.0	50.8	61.4	53.8	46.9
Casal até 34 anos com filhos e parentes	29.3	23.6	17.6	29.3	21.6	14.7
Casal de 35 a 49 anos com filhos e parentes	21.5	21.2	20.4	21.5	20.5	19.0
Casal de 50 anos e mais com filhos e parentes	5.9	7.8	9.4	5.9	7.6	10.0
Chefe feminina sem cônjuge	28.2	27.2	27.1	28.2	29.4	28.0
Chefe feminina sem cônjuge - e/ou filhos e/ou parentes	26.7	23.1	20.7	26.7	24.4	20.7
Chefe feminina unipessoal	1.5	4.2	6.4	1.5	5.1	7.3
Chefe masculino sem cônjuge	4.7	6.6	9.3	4.7	6.4	9.8
Chefe masculino sem cônjuge - e/ou filhos e/ou parentes	2.7	3.1	3.7	2.7	3.2	3.8
Chefe masculino unipessoal	2.0	3.5	5.6	2.0	3.2	6.0

* Valores atualizados para 2009, Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

Fonte: IBGE, *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*. Elaboração: NEPP/UNICAMP.

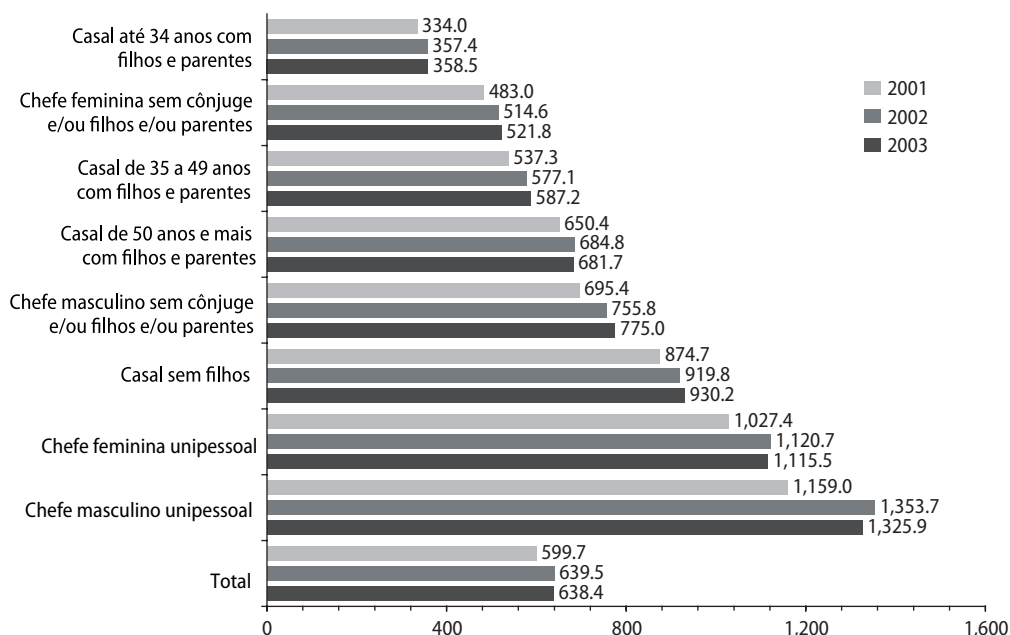
transferência de renda. Padrões semelhantes são encontrados também para a média do país no que se refere aos arranjos com menor rendimento domiciliar per capita (Gráficos 2 e 3).

A análise do comportamento da renda domiciliar per capita média das Regiões Metropolitanas Brasileiras mostra o maior impacto nestas regiões do momento recessivo de 2001 a 2003, expresso nos dois primeiros anos pelo não crescimento da renda domiciliar per capita média e pela queda da mesma em todos os arranjos domiciliares no último ano, comportamento que diferencia essas regiões da média do país (Gráficos 2 e 3).

Entre 2004 e 2009, verificou-se para o Brasil e regiões metropolitanas e para todos os tipos de arranjos familiares, importante crescimento do rendimento familiar per capita, que beneficiou também os três tipos de família identificados como mais vulneráveis ao empobrecimento. Entretanto, essa tendência não foi capaz de reduzir a profunda desigualdade de renda entre os domicílios com arranjos distintos. Uma análise dos valores do rendimento familiar per capita segundo os arranjos familiares, comparando-os ao valor médio metropolitano, evidencia que não se reduz a distância entre os rendimentos dos três arranjos mais suscetíveis ao empobrecimento e a média metropolitana nos dois momentos distintos da dinâmica da economia já referidos, 2001-2003 e 2004-2009.

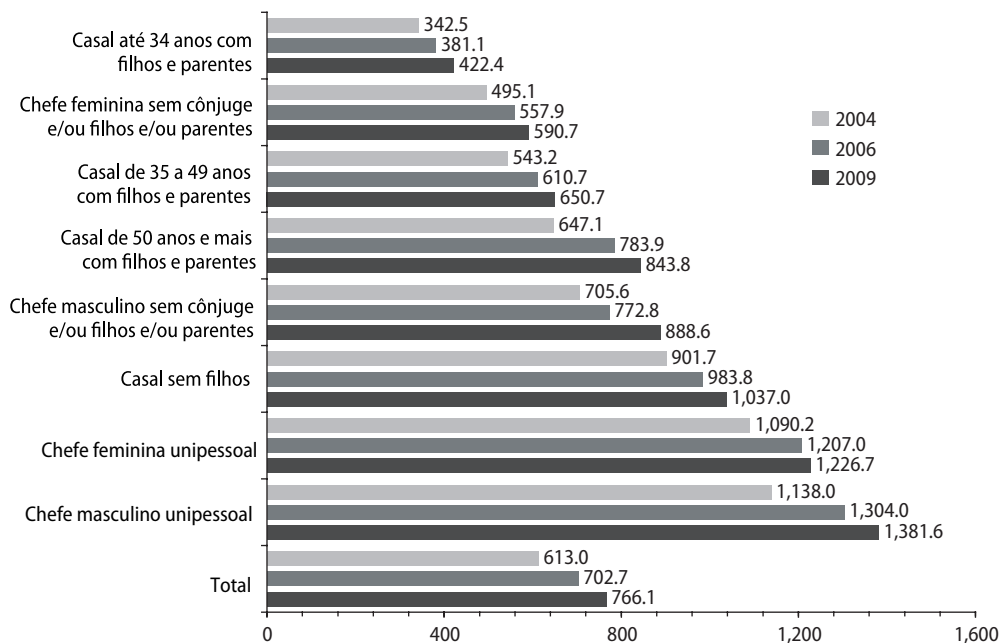
No segundo período –de crescimento econômico e de acentuação da tendência de redução das desigualdades sociais–, observa-se praticamente a manutenção da mesma

Gráfico 2
Rendimento* domiciliar per capita segundo tipos de arranjos domiciliares (R\$).
Brasil. 2001-2003 e 2004-2009



112

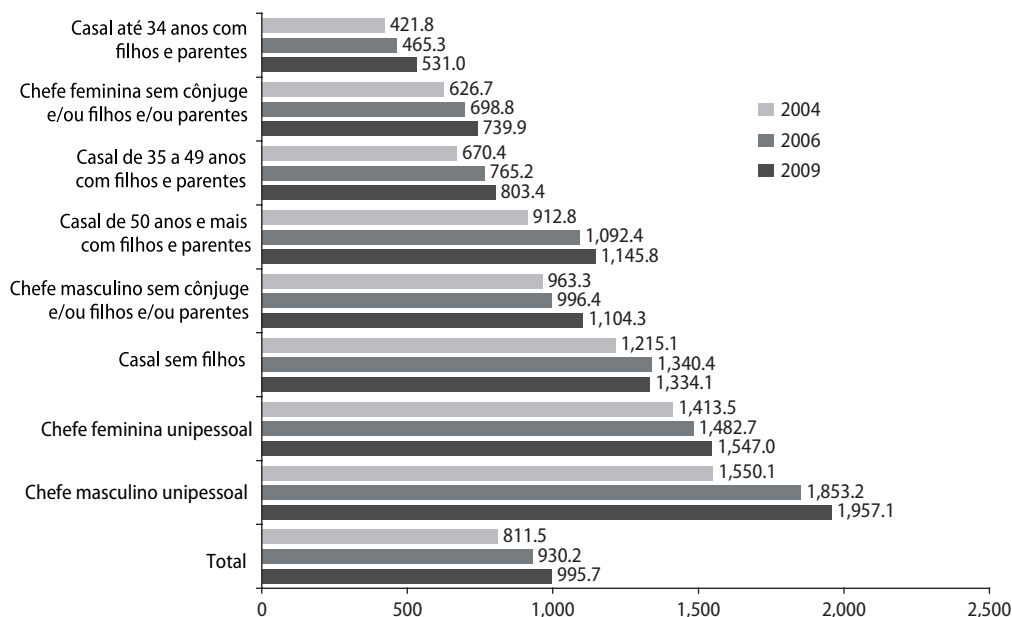
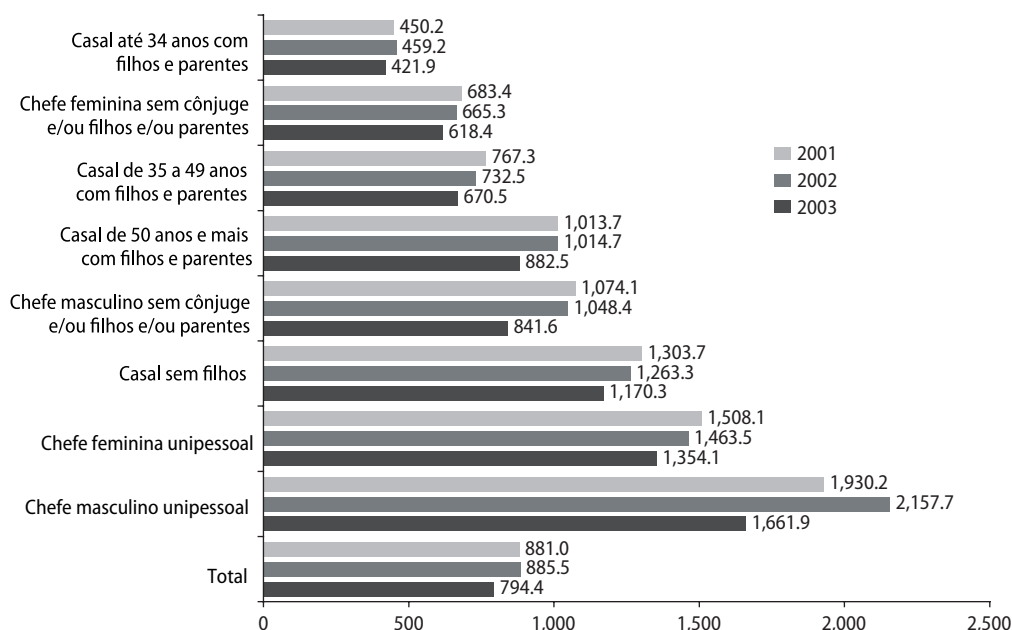
Año 8
Número 14
Enero/
junio 2014



* Valores atualizados para 2009, Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Microdados reponderados até 2007. Elaboração: NEPP/UNICAMP.

Gráfico 3
Rendimento* domiciliar per capita segundo tipos de arranjos domiciliares (R\$).
Regiões Metropolitanas Brasileiras. 2001-2003 e 2004-2009



* Valores atualizados para 2009, Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC).

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Microdados reponderados até 2007. Elaboração: NEPP/UNICAMP.

distância em relação à média metropolitana para o tipo de arranjo domiciliar casal de até 34 anos com filhos, caracterizado pela maior suscetibilidade à pobreza; o valor do rendimento familiar per capita médio destes é, no ano 2004, cerca de 52% da média do rendimento domiciliar per capita das Regiões Metropolitanas Brasileiras, e cerca de 53% em 2009. Os domicílios dos arranjos nucleados pelo casal com idades entre 35 e 49 anos com filhos apresentam rendimento per capita cerca de 80% da média metropolitana (83% em 2004 e 81% em 2009), e o rendimento domiciliar per capita das famílias monoparentais femininas representavam 77% da média metropolitana em 2004 e cerca de 74% em 2009.⁵

Como mencionado, os arranjos domiciliares identificados como mais vulneráveis ao empobrecimento, além de níveis mais baixos de rendimentos familiares per capita, também apresentam maior concentração nos decís inferiores de renda domiciliar. Uma das evidências desse fato é o cotejamento entre as proporções de arranjos domiciliares por tipologia e a sua distribuição por decís de renda (Tabela 2).

Em conjunto, os três tipos de arranjos domiciliares mais vulneráveis compõem 59% dos domicílios das Regiões Metropolitanas Brasileiras no ano de 2004, e 54% em 2009 (Tabela 2, coluna Total). No entanto, estes compõem em 2004 e em 2009, respectivamente, 68% e 66,5% dos domicílios com rendimentos abaixo do valor de corte do 5º decil da distribuição de renda domiciliar per capita metropolitana –que identifica os 50% mais pobres (Tabela 2).

Nos anos analisados, as concentrações entre os 50% mais pobres, apresentadas por cada um dos três tipos de arranjos domiciliares mais vulneráveis ao empobrecimento, estão acima das proporções médias metropolitanas.⁶ Em 2009, encontram-se abaixo do valor do 5º decil cerca de 74% dos domicílios dos casais jovens, de até 34 anos com filhos, pouco mais que a metade dos domicílios que tem por arranjo a chefe feminina sem cônjuge, com a presença de filhos (58%), bem como dos casais entre 35 e 45 anos, com filhos (54%). Estes indicadores evidenciam, no período, a manutenção da desigualdade de renda entre os arranjos domiciliares metropolitanos, embora exista a tendência de tênue redução.

O trabalho feminino e os desafios da divisão sexual do trabalho

Retomando os pressupostos deste estudo mencionados na introdução, o conceito de divisão sexual do trabalho tem papel central na explicação das restrições presentes na inserção dos componentes familiares no mercado de trabalho. Dessa forma, entende-se que a disponibilidade destes para a inserção no mercado é condicionada pelas relações de gênero, idade, posição na família, divisão sexual do trabalho e também pelas relações

5 Mais informações podem ser obtidas em Montali, 2012.

6 Ressalta-se, no entanto, que nos anos anteriores são encontradas proporções mais elevadas abaixo da mediana.

hierárquicas internas do grupo doméstico; e, por outro lado, sofrem restrições diferenciadas em sua absorção pelo mercado de trabalho.

Essa abordagem contribuiu para explicitar a divisão sexual do trabalho, que perpassa a família e o mercado, como um dos aspectos que limitam a inserção em empregos de qualidade para mulheres responsáveis pela família –em arranjos com a presença de crianças e adolescentes– ao manter para as mulheres a atribuição do cuidado dos filhos e das atividades domésticas e para os homens as atividades de provisão, pouco se alterando nos anos recentes –como evidenciado por pesquisas recentes (Bruschini *et al.*, 2011)–. A ampliação da entrada da mulher no mercado de trabalho pouco alterou suas atribuições domésticas, que passam a ser assumidas como dupla jornada (Banco Mundial, 2012; OIT, 2009).

No caso do Brasil, pesquisas de opinião têm confirmado a permanência de valores condizentes com a concepção tradicional da divisão sexual do trabalho na família (Fundação Perseu Abramo– SESC, 2011; Araujo e outros, 2007). A manutenção destas atividades como femininas é apontada também por estudos que mostram sua persistência em países da Europa e da América do Norte, com poucos avanços das políticas governamentais que facilitem a conciliação família-trabalho (Sorj, Fontes e Machado, 2007).

Alguns resultados dos estudos que embasam este artigo evidenciaram relação importante entre a qualidade da inserção no mercado das mulheres com encargos por filhos e o acesso de crianças a creches (crianças de 0-3 anos de idade) e à educação infantil (crianças de 4-6 anos de idade), reforçando os argumentos da necessidade de apoio através de políticas sociais para a superação da pobreza.

Nessa direção, o Relatório da OIT de 2009 explicita que:

A existência de creches ou serviços de cuidado é uma medida fundamental para que os/as trabalhadores/as possam conciliar suas responsabilidades familiares com as obrigações relacionadas ao trabalho (OIT, 2009: 82).

Por outro lado, a política de creches e de licenças parentais, segundo o Relatório do Banco Mundial de 2012, é recomendada como uma das medidas a serem implementadas visando “o preenchimento de hiatos de ganhos e produtividade entre homens e mulheres”. O mesmo Relatório, referindo-se à política de creches em países de renda média na América Latina, dentre os quais cita exemplos do México, Colômbia, Argentina e Brasil, menciona que:

As evidências desses países, bem como as de países ricos (principalmente da Europa central e do norte) que têm esquemas semelhantes, é que elas aumentam o número de horas que as mulheres podem trabalhar, além de permitir que elas trabalhem mais em empregos formais (Banco Mundial, 2012: 27).

Esta análise da inserção no mercado de trabalho das mulheres metropolitanas brasileiras com responsabilidade pelos domicílios (cônjuges e chefes femininas sem cônjuge), daquelas com responsabilidade por filhos e das especificidades dessa inserção segundo a

tipologia de arranjos domiciliares explicita com clareza que é mais elevada a participação no mercado das cônjuges com filhos e das chefes femininas sem cônjuge com filhos, com idades respectivamente até 34 anos e 35 a 49 –idades que correspondem às etapas do ciclo de vida da família identificadas como de constituição e de consolidação–. Evidencia também que a taxa de participação das mulheres na posição de chefes femininas sem cônjuge nesses grupos de idades é ainda mais elevada do que a observada para as cônjuges e do que a média dos arranjos monoparentais femininos, cujas taxas são afetadas pelo peso importante de idades acima de 50 anos para as chefes femininas.

Considerando os arranjos domiciliares conjugais e monoparentais nos quais a mulher-cônjuge e a mulher-chefe têm até 34 anos, verifica-se que as ocupadas se dividem em cerca da metade entre ocupações não precárias e ocupações precárias; também chama a atenção, no caso de ambas, as mais elevadas proporções em busca de emprego, comparativamente àquelas nos outros arranjos domiciliares (Gráfico 4).

Lembrando que essa idade das mulheres identifica os arranjos da etapa de constituição da família que concentram a maior parte das crianças de até 6 anos de idade, as características apontadas da inserção laboral das cônjuges e chefes femininas sem cônjuge com idades até 34 anos revelam os constrangimentos que encontram para sua inserção no mercado de trabalho. Em primeiro lugar, a elevada proporção destas em ocupação precária evidencia as limitações para se inserir em empregos de qualidade relacionadas às suas atribuições sob a divisão sexual do trabalho vigente e às dificuldades de conciliar família e trabalho. Em segundo lugar, a maior proporção de desempregadas entre estes componentes familiares mostra as maiores restrições do mercado de trabalho para absorver mães jovens, que possivelmente ainda terão filhos.⁷

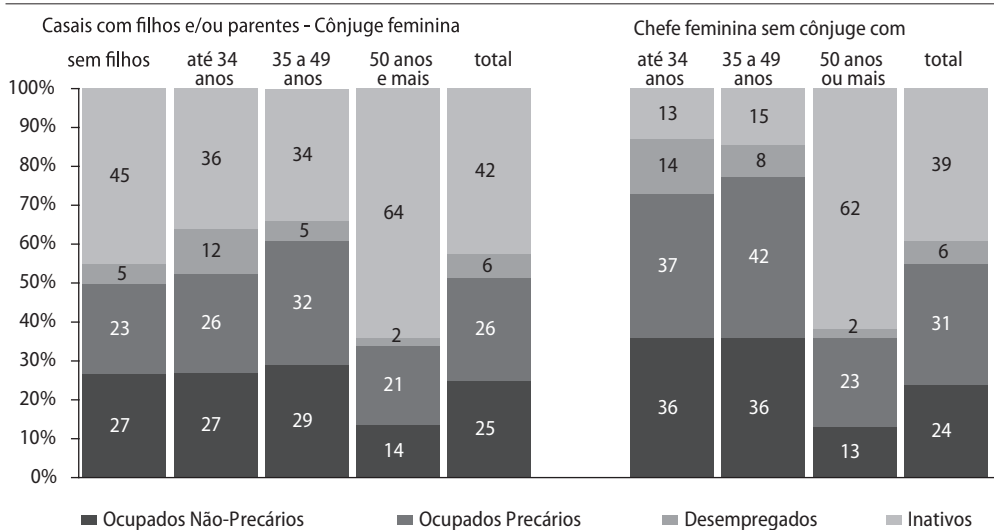
Por sua vez, a análise da condição de absorção da força de trabalho das cônjuges que participam de arranjos com filhos e das mulheres-chefe com filhos nas idades entre 35 e 40 anos mostra que estas apresentam como traço comum taxas de participação e de ocupação mais elevadas que as mais jovens; apresentam, entretanto, proporções mais elevadas de ocupadas absorvidas em atividades marcadas pela precariedade, evidenciando, por um lado, as restrições impostas pela divisão sexual do trabalho vigente tanto na família como no mercado de trabalho e, por outro, as estratégias das mulheres com filhos para viabilizar a conciliação família-trabalho.

Estas informações explicitam como os valores tradicionais da divisão sexual do trabalho limitam a inserção laboral das mulheres com encargos por filhos no acesso a empregos de qualidade e a melhores remunerações, apesar das elevadas taxas de participação destas no mercado de trabalho. Indicam também que, embora tenham participação importante na composição dos rendimentos domiciliares, esta poderia ser mais efetiva para a superação da pobreza, em muitas situações, se houvesse política de apoio no cuidado de crianças através de educação infantil adequada e no cuidado de

7 Em ort 2005, é feita uma análise que discute os custos para as empresas do trabalho das mulheres associado à maternidade e ao cuidado infantil.

Gráfico 4

Inserção de cônjuges e chefes femininas no mercado de trabalho segundo tipologia de arranjo domiciliar. Regiões Metropolitanas Brasileiras. 2009



Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Elaboração: NEPP/UNICAMP.

adolescentes através da educação em tempo integral, que viabilizasse a conciliação das atividades relacionadas à família e as atividades no mercado de trabalho. Este é um dos aspectos a se considerar como foco importante das políticas de equidade de gênero no mercado de trabalho. Certamente os efeitos positivos de tal política para a equidade de gênero no mercado de trabalho teriam repercussões nos tipos de arranjos identificados neste estudo como mais vulneráveis ao empobrecimento e também na redução da desigualdade de renda entre os domicílios metropolitanos.

Um achado desta investigação é a relação positiva entre a qualidade de inserção no mercado de trabalho das mulheres-cônjuge e das mulheres chefes de domicílios monoparentais com responsabilidade por crianças e o acesso à educação infantil (creche e pré-escola).

Os resultados de pesquisa demonstram que as possibilidades de inserção no mercado de trabalho das mulheres com responsabilidade por crianças estão relacionadas ao acesso à educação infantil (0-3 e 4-6), reforçando o argumento sobre a necessidade de investimento na educação infantil como um dos mecanismos que possibilitam a obtenção de melhores rendimentos pelas mulheres com tais encargos, bem como a superação da pobreza pelos domicílios com a presença de crianças.

Constatou-se ainda que a possibilidade de estarem inseridas no mercado de trabalho através de vínculos não precários encontra-se associada ao maior acesso à educação pelas crianças nessas idades.

Um estudo de Sorj (2007) interpreta a ampliação do acesso a creches e a pré-escola, analisadas para o período entre 2001 e 2004, como mecanismo que facilita a conciliação família e trabalho, com repercussões no aumento da participação feminina no mercado de trabalho, no aumento da jornada de trabalho e na elevação da renda.

O presente estudo apontou no período 2001-2009, como apresentado acima, importante crescimento da atividade das cônjuges femininas, especialmente nas idades até 34 anos e entre 35 a 49 anos, em ritmo superior ao da média metropolitana para esse componente familiar. Uma das hipóteses deste estudo é que o crescimento da taxas de ocupação e de participação de ambas pode estar relacionado ao crescimento na oferta de vagas para educação infantil que, embora importante na década, se mostra ainda incipiente para as idades entre 0 e 3 anos.

Neste estudo observou-se um gradiente que relaciona o acesso à educação infantil e a vinculação ao mercado de trabalho das mulheres-cônjuge e chefes femininas monoparentais. Constatou-se, assim, um gradiente do maior ao menor acesso a educação infantil (0-3 e 4-6 anos), correspondendo a vinculações não precárias, precárias e ao não trabalho de mulheres, sejam elas cônjuges ou chefes femininas sem cônjuge, em arranjos domiciliares com filhos. Esse gradiente foi constatado nos dois anos analisados, 2001 e 2009.

Considerando inicialmente a situação laboral das cônjuges nos arranjos domiciliares nucleados por casais com a presença de filhos, os dados das taxas de acesso escolar das crianças menores de 10 anos, em 2009, mostram também que exatamente o grupo de cônjuges mais jovem, de até 34 anos, que concentra a maior parte das crianças, é o que apresenta, comparativamente, as menores taxas de acesso escolar para as faixas de idade de 0 a 3 anos e de 4 a 6 anos,⁸ seguido pelo grupo de cônjuges com idades entre 35 e 49 anos.

Na análise destes dois grupos etários de mulheres-cônjuge, chama a atenção a diferença no acesso escolar de crianças associado à condição laboral. Para aquelas que se inserem no mercado de trabalho através de vínculos não precários, verifica-se, em 2009, a elevada taxa de acesso escolar para crianças de 0 a 3 anos da ordem de 37%, acima da média metropolitana nesse ano; para aquelas com vinculações precárias, o acesso escolar é cerca de 26%; e para aquelas em situação de não trabalho, a taxa de acesso escolar é de 13% para as crianças de 0 a 3 anos no caso das mais jovens (até 34 anos), e de 17,5% no caso daquelas com idades entre 35 e 49 anos. Na condição de não ocupadas, por limites estatísticos, a análise não discriminou entre aquelas em busca de trabalho (desempregadas) daquelas inativas, mas é extremamente baixo o acesso de suas crianças à creche. Aqui deve ser discutido que a pequena disponibilidade de creches públicas⁹ pode estar limitando que estas mulheres se insiram no mercado de trabalho. Esta suposição encontra respaldo na análise por decís de renda domiciliar per capita, que evidencia o restrito

8 O acesso escolar o grupo de idade 7-9 anos, que abrange os anos da educação fundamental, não é objeto de análise porque, além de obrigatório, encontra-se universalizado.

9 Cerca de metade das creches nas Regiões Metropolitanas Brasileiras são de natureza privada, havendo diferenças nessa proporção entre as regiões metropolitanas (Montali, 2012).

acesso escolar de crianças de 0 a 3 anos para as cônjuges jovens (de até 34 anos) nos domicílios entre os 20% mais pobres das regiões metropolitanas, da ordem de 11% em 2009; nos domicílios que se situam entre os 50% mais pobres –que incluem esses 20%–, o acesso é da ordem de 17%, contrastando com o acesso escolar de crianças de 0 a 3 anos para as cônjuges de até 34 anos nos domicílios acima da renda mediana, da ordem de 35% no mesmo ano, ou seja, o dobro.

São também bastante baixas as taxas de acesso escolar das crianças de 0 a 3 anos correspondendo às cônjuges com idades entre 35 e 49 anos: da ordem de 15% nos domicílios mais pobres (20% mais pobres) e perto de 20% nos domicílios abaixo da mediana da renda metropolitana (50% mais pobres). Entre os domicílios com rendimentos superiores à mediana metropolitana, o acesso à creche das crianças de até 3 anos de idades também supera 35%. Lembre-se que para a média metropolitana a taxa de acesso à creches para crianças de 0 a 3 anos, em 2009, é de 23.6 por cento.

A desigualdade no acesso à educação pré-escolar é mais atenuada, no caso das crianças com idades entre 4 e 6 anos, no ano de 2009, tanto relacionada à condição laboral das mulheres-cônjuges com idades até 34 anos e 35 e 49 (Tabela 3), como associada aos decís de renda domiciliar per capita, correspondendo a estes grupos de idade de cônjuges que concentra a maior parte das crianças (Tabela 5). Possivelmente, a ampliação da oferta de matrículas na educação infantil pré-escolar ocorrida na última década (Montali, 2012) tenha atenuado as diferenças que, embora persistam, são menores.

Também considerando-se o conjunto dos domicílios nucleados por casal e o acesso à pré-escola, no ano de 2009, a desigualdade é menos acentuada entre aqueles acima e abaixo do valor mediano do rendimento domiciliar per capita metropolitano, da ordem de 13 pontos percentuais.

Observou-se, no caso da cônjuge de 50 anos e mais, maior acesso escolar associado à condição de não trabalho desta. Dois aspectos devem ser mencionados: em primeiro lugar, que a cônjuge nestas idades corresponde a um arranjo domiciliar que não se inclui entre aqueles que apresentam maior vulnerabilidade ao empobrecimento, como identificado no início desta análise (arranjo nucleado pelo casal de 50 anos e mais com filhos e/ou parentes); o segundo aspecto encontra-se associado à composição desse arranjo domiciliar no qual se identificou a elevada presença de crianças identificadas como outros parentes, sugerindo a presença de netos e outras crianças aparentadas, bem como a presença de famílias ampliadas que permitem estratégias distintas para a conciliação família-trabalho (Tabela 3).

Em 2009, associada à ocupação não precária das chefes monoparentais nas três idades destas, a taxa de acesso à creche de crianças de até 3 anos de idade supera os 30%, chegando a 39% para aquelas de 50 anos e mais. Para aquelas com vinculação precária ao mercado de trabalho, é comparativamente menor o acesso à creche, que fica pouco acima dos 20% para as mais jovens (até 34 anos) e para aquelas de 50 anos e mais, com destaque para a menor taxa de acesso escolar, cerca de 18%, no caso das chefes monoparentais com idades entre 35 e 49. Como visto na análise da inserção no mercado (Gráfico 4), as chefes

Comportamento semelhante em relação à situação laboral e aos decis de rendimento domiciliar per capita é também encontrado nos arranjos domiciliares monoparentais femininos nos anos de 2001 e 2009.

Tabela 3

Taxa de acesso escolar de crianças segundo condição de ocupação da cônjuge, por tipo de arranjo domiciliar nucleado por casal, segundo idade da cônjuge feminina (%). Regiões Metropolitanas Brasileiras. 2001-2009

Condição de ocupação da cônjuge			Faixas de idade ²			Total
			0 a 3	4 a 6	7 a 9	
2001	Trabalho não precário	Cônjuge de até 34 anos	24.9	79.1	99.5	59.2
		Cônjuge de 35 a 49 anos	35.1	86.5	99.5	79.2
		Cônjuge de 50 anos ou mais	28.8	80.0	100.0	56.5
		Total ¹	27.9	81.5	99.5	66.5
	Trabalho precário	Cônjuge de até 34 anos	14.7	70.6	98.2	57.4
		Cônjuge de 35 a 49 anos	14.0	73.2	97.7	66.3
		Cônjuge de 50 anos ou mais	12.4	67.1	98.7	58.1
		Total ¹	14.7	71.0	97.9	60.8
	Não trabalha	Cônjuge de até 34 anos	7.4	62.0	97.1	42.6
		Cônjuge de 35 a 49 anos	7.4	65.4	97.0	60.8
		Cônjuge de 50 anos ou mais	14.0	74.0	96.3	60.6
		Total ¹	8.0	64.2	97.0	49.1
2009	Trabalho não precário	Cônjuge de até 34 anos	36.6	87.8	99.6	68.7
		Cônjuge de 35 a 49 anos	37.1	94.8	99.6	79.8
		Cônjuge de 50 anos ou mais	39.4	80.4	100.0	72.8
		Total ¹	37.4	90.6	99.6	73.5
	Trabalho precário	Cônjuge de até 34 anos	26.4	80.6	98.9	67.1
		Cônjuge de 35 a 49 anos	26.8	85.4	99.0	76.9
		Cônjuge de 50 anos ou mais	23.0	80.7	98.5	67.1
		Total ¹	26.1	82.6	98.9	71.0
	Não trabalha	Cônjuge de até 34 anos	13.2	76.8	98.5	53.8
		Cônjuge de 35 a 49 anos	17.5	80.1	98.2	69.0
		Cônjuge de 50 anos ou mais	26.4	84.5	99.2	70.6
		Total ¹	15.6	78.2	98.5	59.7

¹ O Total inclui outros arranjos nucleados por casal. Na tabela constam apenas os arranjos com crianças menores de 10 anos de idade (filhos ou outros parentes).

² Inclui todas as crianças nestas idades presentes no domicílio, sejam filhos ou outros parentes.

Taxa de acesso escolar: proporção de crianças na faixa etária específica que frequenta creche ou escola, em relação ao total de crianças na respectiva faixa etária.

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Elaboração: NEPP/UNICAMP.

Na análise das chefes femininas que integram os arranjos monoparentais, observa-se o gradiente já referido que relaciona a condição de atividade e qualidade dos vínculos com o mercado para todas as idades das chefes, nos dois momentos analisados, com o acesso escolar de crianças de até 10 anos de idade (Tabela 4).

Tabela 4
Taxa de acesso escolar de crianças segundo condição de ocupação da chefe no arranjo domiciliar monoparental feminino, segundo idade da chefe (%). Regiões Metropolitanas Brasileiras. 2001-2009

Condição de ocupação da chefe			Faixas de idade ¹			Total
			0 a 3	4 a 6	7 a 9	
2001	Trabalho não precário	Chefe feminino até 34 anos	24.9	70.3	98.5	62.2
		Chefe feminino de 35 a 49 anos	19.5	86.6	97.7	63.9
		Chefe feminino de 50 anos ou mais	15.6	71.0	98.5	60.1
		Total	20.8	76.5	98.1	62.7
	Trabalho precário	Chefe feminino até 34 anos	18.3	63.5	97.1	58.4
		Chefe feminino de 35 a 49 anos	10.2	70.3	96.2	57.9
		Chefe feminino de 50 anos ou mais	11.8	76.5	93.8	57.5
		Total	13.6	69.1	96.2	58.0
	Não trabalha	Chefe feminino até 34 anos	12.8	60.6	93.6	48.5
		Chefe feminino de 35 a 49 anos	9.3	64.4	93.6	53.9
		Chefe feminino de 50 anos ou mais	11.4	75.2	95.1	58.7
		Total	11.3	68.2	94.3	54.5
2009	Trabalho não precário	Chefe feminino até 34 anos	33.6	90.9	99.6	76.7
		Chefe feminino de 35 a 49 anos	33.3	86.6	99.7	76.7
		Chefe feminino de 50 anos ou mais	39.5	85.6	100.0	75.0
		Total	34.6	88.4	99.7	76.4
	Trabalho precário	Chefe feminino até 34 anos	22.4	83.9	98.5	69.6
		Chefe feminino de 35 a 49 anos	17.8	86.0	99.8	72.4
		Chefe feminino de 50 anos ou mais	24.8	82.0	96.9	68.0
		Total	21.2	84.3	98.7	70.4
	Não trabalha	Chefe feminino até 34 anos	19.4	75.1	98.7	61.3
		Chefe feminino de 35 a 49 anos	18.9	70.0	95.6	61.7
		Chefe feminino de 50 anos ou mais	25.3	83.0	98.6	68.2
		Total	22.1	77.4	97.9	64.7

¹ Inclui todas as crianças nestas idades presentes no domicílio, sejam filhos ou outros parentes.

Taxa de acesso escolar: proporção de crianças na faixa etária específica que frequenta creche ou escola, em relação ao total de crianças na respectiva faixa etária

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. Elaboração: NEPP/UNICAMP.

Tabela 5

Taxa de acesso escolar de crianças segundo decis do rendimento domiciliar per capita no arranjo domiciliar da c njuge e da chefe feminina (%). Regi es Metropolitanas Brasileiras. 2009

Arranjos		Faixa de idade ²			Total
		0 a 3	4 a 6	7 a 9	
Domic�lios 20% mais pobres	C�njuge de at� 34 anos	11.6	74.8	98.0	55.9
	C�njuge de 35 a 49 anos	14.7	75.6	97.6	67.4
	C�njuge de 50 anos ou mais	24.5	76.5	99.3	67.9
	Total ¹	13.1	75.3	97.9	59.9
Domic�lios 50% mais pobres	C�njuge de at� 34 anos	16.8	78.7	98.7	59.3
	C�njuge de 35 a 49 anos	19.8	80.0	98.2	70.2
	C�njuge de 50 anos ou mais	22.9	79.7	99.5	68.0
	Total ¹	17.9	79.2	98.6	63.2
Domic�lios 50% acima da mediana	C�njuge de at� 34 anos	35.4	88.3	99.5	65.1
	C�njuge de 35 a 49 anos	35.3	95.5	99.9	80.7
	C�njuge de 50 anos ou mais	33.7	95.0	98.1	74.1
	Total ¹	35.8	91.9	99.6	72.7
Domic�lios 20% mais pobres	Chefe feminina at� 34 anos	19.2	78.8	99.0	65.0
	Chefe feminina de 35 a 49 anos	17.7	74.7	97.8	65.8
	Chefe feminina de 50 anos ou mais	19.1	71.8	97.5	62.8
	Total	18.7	75.8	98.2	64.8
Domic�lios 50% mais pobres	Chefe feminina at� 34 anos	22.2	82.0	98.8	67.8
	Chefe feminina de 35 a 49 anos	19.7	78.2	98.3	67.6
	Chefe feminina de 50 anos ou mais	23.8	80.2	98.2	67.6
	Total	21.9	80.2	98.4	67.6
Domic�lios 50% acima da mediana	Chefe feminina at� 34 anos	47.1	100.0	100.0	81.4
	Chefe feminina de 35 a 49 anos	35.4	95.3	100.0	85.1
	Chefe feminina de 50 anos ou mais	33.2	92.8	98.2	74.5
	Total	36.8	94.9	99.3	79.7

¹ O Total inclui outros arranjos nucleados por casal. Na tabela constam apenas os arranjos com crian as menores de 10 anos de idade (filhos ou outros parentes).

² Inclui todas as crian as nestas idades presentes no domic lio, sejam filhos ou outros parentes.

Taxa de acesso escolar: propor  o de crian as na faixa et ria espec fica que frequenta creche ou escola, em rela  o ao total de crian as na respectiva faixa et ria.

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domic lios. Elabora  o: NEPP/UNICAMP.

Em 2009, associada   ocupa  o n o prec ria das chefes monoparentais nas tr s idades destas, a taxa de acesso   creche de crian as de at  3 anos de idade supera os 30%, chegando a 39% para aquelas de 50 anos e mais. Para aquelas com vincula  o prec ria ao mercado de trabalho,   comparativamente menor o acesso   creche, que fica pouco acima

dos 20% para as mais jovens (até 34 anos) e para aquelas de 50 anos e mais, com destaque para a menor taxa de acesso escolar, cerca de 18%, no caso das chefes monoparentais com idades entre 35 e 49. Como visto na análise da inserção no mercado (Gráfico 4), as chefes neste último grupo de idades encontram-se prioritariamente inseridas em ocupações precárias (42% delas), e este pequeno acesso à creche pode ser uma das causas que limitam inserções de melhor qualidade no mercado.

Nos domicílios monoparentais femininos, repete-se a desigualdade no acesso à educação infantil entre os domicílios 50% mais pobres e os 50% mais ricos: na média a diferença é de cerca de uma vez e meia. Considerando-se o arranjo nucleado pela chefe feminina de até 34 anos, é maior que o dobro o acesso à creche comparando-se as taxas de acesso escolar dos domicílios abaixo do valor mediano metropolitano da renda domiciliar per capita e aqueles acima: respectivamente, 22% e 47% (Tabela 5).

Merece ainda ressaltar que o acesso à educação infantil é mais elevado entre os domicílios nucleados pela chefe feminina monoparental que entre aqueles nucleados pelo casal, verificando-se esta diferença tanto na comparação entre os estratos mais ricos como entre os estratos mais pobres.

Acesso a programas de transferência de renda e ciclo de vida familiar

Um aspecto relacionado às possibilidades de elevação da renda dos domicílios identificados como mais fragilizados é o acesso aos programas de transferência de renda e o impacto destes benefícios para minimizar a desigualdade de renda entre estes e os demais arranjos. Entretanto, os resultados da pesquisa apontam para a necessidade de rever as políticas sociais de transferência de renda com medidas que reduzam as disparidades de valores dos benefícios entre os domicílios beneficiários, elevando os valores para os domicílios com crianças.¹⁰

Esta questão é discutida tendo por referência análises e conclusões de estudos anteriores de Montali (2008) e Montali e Tavares (2008) que auxiliam na discussão da permanência da desigualdade de renda entre os arranjos mais vulneráveis ao empobrecimento e os demais, considerando-se os domicílios com cobertura dos programas de transferência de renda no ano de 2006. Tais estudos identificaram que esse acesso é distinto segundo os arranjos domiciliares associados aos diferentes momentos do ciclo vital da família. Constatou-se que o Programa Bolsa-Família e o Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI) apresentam peso importante entre os programas de transferência de renda a que têm acesso os três tipos de arranjos mencionados como os mais vulneráveis ao empobrecimento por contarem em sua composição familiar com parcela importante de crianças,

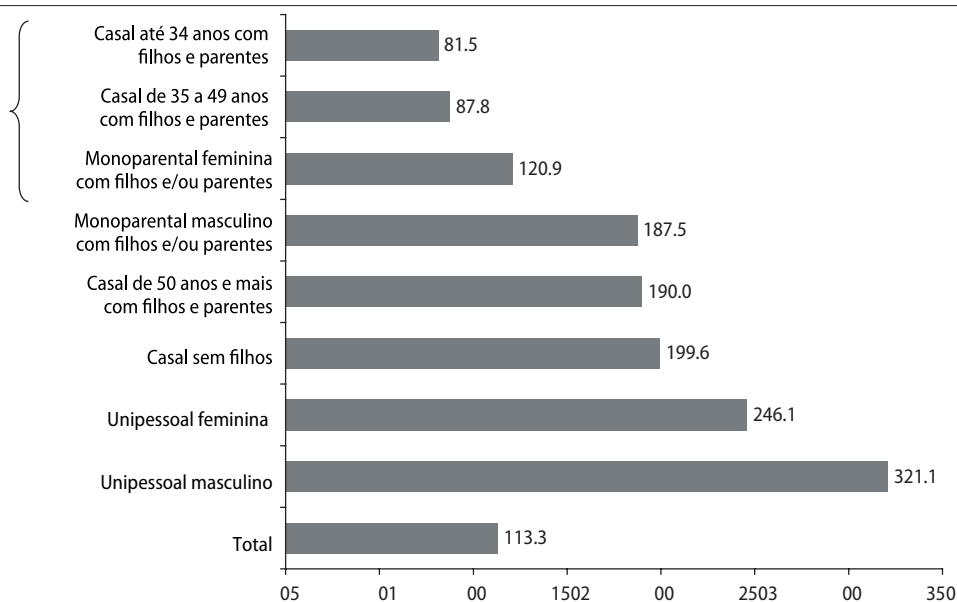
10 Como os dados das PNAD-IBGE mais recentes não informam sobre os programas de transferência de renda a que os domicílios têm acesso, recorreu-se aqui a estudos que analisam os dados da PNAD 2006, que possibilitam essa análise por desagregar o acesso dos domicílios segundo os tipos de programas de transferência de renda.

adolescentes e jovens, quais sejam: os arranjos domiciliares que correspondem, respectivamente, às etapas de constituição (nucleados pelo casal de até 34 anos, com filhos,) e de consolidação do ciclo de vida familiar (nucleados pelo casal de 34 a 49 anos, com filhos,) e os domicílios caracterizados pela chefe feminina sem cônjuge, com filhos e parentes.

Dessa maneira, a análise dos domicílios beneficiários de programas sociais de transferência de renda evidencia que exatamente estes arranjos domiciliares identificados como mais vulneráveis ao empobrecimento têm, predominantemente, acesso a o Programa Bolsa Família –que transfere benefícios com valores mais baixos– e pequeno ao Benefício de Prestação Continuada (bpc), cujo valor é de um salário mínimo (Montali e Tavares, 2008). Dentre os beneficiários de transferência de renda, os demais tipos de arranjos domiciliares que apresentam rendimento domiciliar per capita mais elevado e que incluem maior proporção de pessoas de 65 anos e mais, são os que têm cobertura do bpc, cujo valor, como mencionado, é de um salário mínimo. São também esses tipos de arranjos domiciliares os que contam com aposentadorias e pensões na composição do rendimento domiciliar.

Embora não sejam elevados os valores médios das transferências de renda por domicílio, fica evidente a disparidade do valor médio dos benefícios entre os domicílios caracterizados por arranjos associados às etapas inicial e de consolidação do ciclo de vida familiar e aqueles associados à etapa do envelhecimento da família. É importante esclarecer que no cálculo do Gráfico 5 estão contemplados apenas os valores dos programas sociais de transferência de renda, não incluindo, portanto, aposentadorias e pensões.

Gráfico 5
Valor médio das transferências de renda para os arranjos domiciliares com acesso (R\$).*



(*) Domicílios até o 8º decil da renda domiciliar per capita.

O Total inclui outros tipos de arranjos domiciliares (residual).

Fonte: IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2006. Microdados (apud Montali, 2008).

Dessa forma, para os arranjos identificados como mais vulneráveis ao empobrecimento, somam-se desvantagens: os valores mais baixos obtidos através do trabalho e os valores mais baixos dos benefícios dos programas de transferência a que têm acesso.

Estes estudos explicitaram que os benefícios auferidos através destes programas podem contribuir para a redução da pobreza no ano analisado; porém, constatou-se também, conforme Montali (2008), que estes contribuíam para a reprodução da desigualdade de renda identificada entre os arranjos domiciliares.

Considerações finais

Retomando a discussão sobre a redução ou reprodução da desigualdade, tendo por foco a desigualdade de rendimentos entre domicílios com distintos arranjos familiares, os estudos referidos e os resultados da presente investigação permitem afirmar que um conjunto de fatores contribui para a reprodução da desigualdade de renda domiciliar per capita entre os tipos de arranjos familiares identificados como mais vulneráveis ao empobrecimento e os demais. Por um lado, pode-se dizer que esta é afetada por sua composição e pelas possibilidades de acesso ao mercado de trabalho e aos benefícios relacionados a este e, ainda, pelas restrições colocadas pela divisão sexual do trabalho na família que permanece marcada por padrões tradicionais –que afetam a inserção das mulheres com responsabilidade pela família.

As informações apresentadas explicitam como os valores tradicionais da divisão sexual do trabalho limitam a inserção laboral das mulheres com encargos por filhos no acesso a empregos de qualidade e a melhores remunerações, apesar das elevadas taxas de participação destas no mercado de trabalho. Indicam também que, embora estas mulheres tenham participação importante na composição dos rendimentos domiciliares, sua contribuição poderia ser mais efetiva para a superação da pobreza, em muitas situações, se houvesse política de apoio no cuidado de crianças e de adolescentes –no caso dos primeiros, com uma educação infantil adequada e no caso dos adolescentes, através da educação em tempo integral –que viabilizasse a conciliação das atividades relacionadas à família e as atividades no mercado de trabalho–. Este é um dos aspectos a se considerar como foco importante das políticas de equidade de gênero. Certamente, os efeitos positivos de tal política para a equidade de gênero no mercado de trabalho teriam repercussões nos tipos de arranjos identificados neste estudo como mais vulneráveis ao empobrecimento e também na redução da desigualdade de renda entre os domicílios metropolitanos, realidade objeto deste estudo.

Por outro lado, a análise dos arranjos domiciliares mostra que sua composição, correspondendo às etapas do ciclo de vida familiar, pode afetar as possibilidades de auferir renda, não apenas pelas limitações e vantagens para a inserção no mercado de trabalho, mas também porque o acesso a determinados recursos (benefícios de programas de transferência de renda e de aposentadorias) também é distinto. Tais fatos têm contribuído para a reprodução da desigualdade de renda domiciliar per capita entre os arranjos domiciliares identificados como mais vulneráveis ao empobrecimento e os demais arranjos.

Algumas medidas recentes da política social brasileira caminham no sentido de contribuir para a redução da desigualdade de renda entre os domicílios que apresentem a configuração dos três tipos identificados como mais vulneráveis ao empobrecimento e os demais, considerando-se apenas os domicílios pobres com acesso a transferência de renda. No caso específico do Programa Bolsa Família, as novas medidas possibilitam ampliar a cobertura e elevar o rendimento de famílias nas etapas iniciais do ciclo de vida familiar e com a presença de crianças e adolescentes entre seus componentes. Estas medidas são:

1. A ampliação do benefício variável para adolescentes de 16 a 17 anos, até 2 adolescentes (Decreto Num. 6.917 de 30 de julho de 2009).

2. A ampliação do número de crianças de 3 para 5 –com menos de 15 anos para recebimento do benefício variável (Decreto Num. 7.494, de 2 de junho de 2011).

3. A elevação do valor do benefício variável para crianças menores de 15 anos –de R\$ 22,00 para R\$ 32,00 (abril/2001)–. No ano 2012, no bojo do programa Brasil Sem Miséria, foram ampliados benefícios monetários para famílias com crianças de até 6 anos de idade e explicitada a criação de vagas em creches e em educação infantil para estas famílias.

Estas medidas mais recentes vão na direção de atender a algumas das necessidades apontadas pela investigação aqui apresentada e de contribuir para a redução da pobreza e da desigualdade no país, a serem percebidas nos próximos anos.

Permanecem, no entanto, as questões relacionadas à divisão sexual do trabalho e a necessidade da implementação de políticas que promovam a equidade de gênero para a inserção no mercado de trabalho que, certamente, contribuirão para a redução da pobreza nos arranjos identificados como mais vulneráveis ao empobrecimento.

Referências bibliográficas

- ARAUJO, C., F. Picanço e C. Scalón (orgs.), (2007), *Novas conciliações e antigas tensões? Gênero, família e trabalho em perspectiva comparada*, Bauru: EDUSC.
- ARRIAGADA, I. (2007), “Estruturas familiares, trabalho e bem-estar na América Latina”, em C. Araujo, F. Picanço e C. Scalón (orgs.), *Novas conciliações e antigas tensões? Gênero, família e trabalho em perspectiva comparada*. Bauru: EDUSC.
- BANCO MUNDIAL (2012), *Relatório sobre o Desenvolvimento Mundial-2012. Igualdade de Gênero e Desenvolvimento. Visão Geral*, Washington D. C.: Banco Mundial, em <<http://www.worldbank.org>>, acesso em junho de 2012.
- BRUSCHINI, C., M. R. Lombardi, C. M. Mercado e A. Ricoldi (2011), *Trabalho, renda e políticas sociais: avanços e desafios*, em L. L. Barsted e J. Pitanguy (orgs.), *O Progresso das Mulheres no Brasil 2003-2010*, Rio de Janeiro: CEPIA/ Brasília: ONU Mulheres, pp. 142-177, acesso em 01/02/2012.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE) (anos 2001, 2004 e 2009), *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)*, em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/pesquisas/pesquisa_resultados.php?id_pesquisa=40>.
- FUNDAÇÃO PERSEU ABRAMO-SERVIÇO SOCIAL DO COMERCIO (SESC) (2011), *Mulheres brasileiras e gênero nos espaços público e privado*, em <<http://www.fpabramo.org.br>>, acesso em 29/05/2011.
- MONTALI, L. (2008), “Desigualdade e pobreza nas famílias metropolitanas: redução ou reprodução?”, em E. B. Sanches e J. E. D. Alves, José (orgs.), *Pobreza y Vulnerabilidad Social: Enfoques y Perspectivas*, Córdoba (Argentina): ALAP Editor, Serie Investigaciones núm. 3, em <<http://www.alapop.org>>.
- MONTALI, L. (coord.) (2012), *Relatório Final do Projeto Desigualdade e pobreza nas famílias metropolitanas: diagnóstico e recomendações para a redução das desigualdades*, Campinas: CNPq/Edital MCT/CNPq/MDS-SAGI, num. 36/2010-Processo 563760/2010-9. NEPP / UNICAMP, febrero.
- MONTALI, L. e M. Tavares (2008), “Família, pobreza e acesso a programas de transferência de renda nas regiões metropolitanas brasileiras”, em *Revista Brasileira de Estudos de População*, vol. 25, Campinas: ABEP, jul./dic, pp. 211-231.
- ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO (OIT) (2009), *Trabalho e Família: rumo a novas formas de conciliação com corresponsabilidade social*, Brasília: OIT, em <<http://www.oit.org.br>>, acesso em junho de 2012.
- SORJ, B., A. Fontes y D. C Machado (2007), “Políticas e práticas de conciliação entre família e trabalho no Brasil”, em *Cadernos de Pesquisa*, vol. 37, num. 132, São Paulo: Fundação Carlos Chagas, sept./dic, pp. 573-594.

Educational attainment and adult mortality differentials in Argentina

Diferenciales por nivel educativo en mortalidad adulta en la Argentina

Hernán Manzelli

Centro de Estudios de Población (CENEP), Argentina

Abstract

In Latin America, there is an important set of studies that show a significant inverse relationship between socioeconomic status and mortality rates, but we know very little about the specific relation between educational attainment and adult mortality. The objective of this paper is to describe the relationship of adult mortality to educational attainment in Argentina for 2010. The data used in this study come from the Argentinean Mortality File of 2010 and from the last Argentinean Census. Results show a clear gradient in the specific mortality rates according to educational groups, for both sexes and for all age groups. The existence and direction of this relationship were as expected; however, the magnitude of educational differences was much higher than what has been found in other countries. The data also exhibited a clear declining trend in mortality inequalities by education as age increased.

Resumen

En América Latina existe un importante grupo de estudios que muestran una relación inversa significativa entre estatus socioeconómico y tasas de mortalidad, pero poco sabemos aún sobre la relación específica entre nivel educativo y mortalidad adulta. El objetivo de este artículo es describir la relación entre mortalidad adulta y nivel educativo en la Argentina para el año 2010. Se utiliza información de la Base de Mortalidad Argentina de 2010 y del último Censo Nacional de Población de Argentina. Los resultados muestran un claro gradiente en las tasas específicas de mortalidad de acuerdo con los grupos educativos, para ambos sexos y para todos los grupos etarios. Si bien la existencia y la dirección de esta relación eran esperables, la magnitud de las diferencias educativas fue mucho más alta que lo encontrado en otros países. Los datos también exhiben un claro descenso en las inequidades en mortalidad a medida que la edad aumenta.

Introduction

The study of the relationship between socioeconomic characteristics and mortality patterns has been a traditional research area of demographic analysis, representing one of the seminal areas at the establishment of this discipline. The classic studies on socioeconomic differentials in mortality focused on how occupational status, income, wealth or educational attainment influenced mortality levels and causes of death for specific groups in the population. The analysis of these relationships has gained important scientific relevance in the social sciences in general and in demography in particular because it is directly linked with the crucial matter about how social stratification shapes different life opportunities for individuals (Hummer and Lariscy, 2011). Furthermore, the study of this relationship has relevant interest for the designing of public policies oriented to struggle with social inequalities.

In Latin America, there is an important set of studies that focus on social inequalities in mortality, in a context of overall mortality decline (Arriaga and Davis, 1969; Behm, 1980; Palloni, 1981; Chackiel, 1990; Rofman, 1994; Rosero-Bixby, 1994; Grushka, 1995; Cerqueira and Paes Antunes, 1998; Paes-Sousa, 2002; Paes Antunes, 2002; Diez Roux *et al.*, 2007; Belon *et al.*, 2008; Renteria and Turra, 2008). These studies all show a significant inverse relationship between socioeconomic status and mortality rates. However, mainly due to specific limitations in the available data, we know very little about the specific relation between educational attainment and adult mortality. In Argentina, in fact, there is very little research on differential mortality among adults.

The main objective of this paper is to describe the relationship of adult mortality to educational attainment in Argentina for the year 2010. More precisely, I focus the analysis on the relationship between educational attainment and specific levels of mortality among the working-aged adult population (25 to 64 years old) with data from the last Argentinean Census (2010).

The scientific literature from countries all over the world has shown a strong and inverse relationship between socioeconomic status and mortality rates. This inverse relationship between educational attainment and mortality rates provides just the tip of the iceberg for a large set of questions: Does the association between education and adult mortality vary by age group? Does this association vary by sex, or by geographical region?

The data used in this study come from the Mortality File for the year 2010 and from the National Census from Argentina for the year 2010. Considering significant limitations in the available data, it is used a Multiple Imputation procedure for predicting the missing cases in the variable education in the Mortality File. The Multiple Imputation is a technique for overcoming important data limitations. It complements and incorporates new insights to the frequently used ecological approach. However, it could not substitute high quality data. In this sense, results need to be considered cautiously, like an exploratory approximation to social phenomena and an incentive for the efforts for improving for socioeconomic data in death certificates.

The main measures used in this paper are Specific Mortality Rates by educational attainment, sex, age and region, and Mortality Ratios among educational groups.

Most Latin America countries have been identified as being among the most unequal societies in the world (Reimers, 1991; Frenk, Lozano and Bobadilla, 1994; Altimir, 1997). While Argentina is not the most unequal country in the region, economic inequality is a relevant characteristic when compared with other middle income countries. In this context, the study of how social inequality shapes different life opportunities for Argentinean individuals takes on remarkable relevance.

There also other reasons that make Argentina an interesting case study for analyzing the relationship between educational attainment and mortality. The mortality decline in Argentina began earlier than other Latin American countries, at the end of the 19th century. With Chile and Uruguay, Argentina was in an advanced stage of its demographic transition in the first half of the 20th century, when other Latin American countries were only beginning this transition. During the 1950s and 1960s, Argentina had the second highest life expectancy at birth in Latin America, only lower than the life expectancy of Uruguay. Now-a-days, Argentina has the sixth best position in the region, below Cuba, Costa Rica, Panama, Uruguay, and Chile. Thus, the pace of decline in the Argentinean mortality rate in the last four decades has slowed compared with other developing countries in the region.

This paper first resumes the demographic background, introduces some conceptual terms for studying socioeconomic differentials in adult mortality, and reviews previous research in adult mortality in Latin America. Second, it reports the main characteristics of the analyzed data and technical procedures in the Data, Measures and Methods section. Third, it presents an analysis of educational differentials in adult mortality in general. Then, it focuses on educational differentials in adult mortality by age, by sex and by geographical region. The last section closes with a summary of the findings.

Demographic background

During the second part of the 20th century, Latin America increased life expectancy at birth from 52 years to 70 years. This was the second fastest increase in life expectancy in the world, behind Asian countries (Chackiel, 2004). The studies that focused on the demographic and epidemiologic transition in Latin America agree with the idea that it is more accurate to talk about different or diverse transitions rather than talk about one transition (Palloni, 1981 and 1990; Chackiel, 1990 and 2004; Frenk, Lozano and Bobadilla, 1994; Guzmán *et al.*, 2006). Regarding the epidemiological transition, Frenk and colleagues proposed a typology of mortality profiles in Latin American countries, considering mortality patterns of change, the timing of the transition, and the pace and direction of these changes. In this typology, Argentina is part of the group of countries with an advanced mortality profile (together with Uruguay, Chile, Cuba, and Costa Rica). The other two groups in this typology are 'countries with a mixed mortality profile (e.g., Venezuela, Brazil, Colombia, Mexico, Dominican Republic, and Ecuador), and countries

with an incipient mortality profile (e.g., Peru and El Salvador) (Frenk, Lozano and Bobadilla, 1994).

Besides this heterogeneity in mortality profiles across Latin American countries, several authors have called attention to the heterogeneity of the demographic and epidemiologic transitions across socioeconomic groups (Zavala de Cosío, 1995; Schkolnik and Chackiel, 1998; Chackiel and Schkolnik, 2004). As explained by Frenk and colleagues (1994), Latin-America has the dubious merit of having the most unequal economic distribution in the world. This highly unequal economic distribution affects mortality patterns in such a way that some authors have emphasized that the differences between socioeconomic groups could not be reduced to “socioeconomic differentials” but to multiple and unequal simultaneous transitions (Paes-Sousa, 2002).

Life expectancy at birth in Argentina is currently estimated to be 76.13 years (INDEC, 2010), a relatively high number compared with the life expectancy in South America as a whole, that is 73 years (Population Reference Bureau, 2010). However, the pace of decline in the Argentinean mortality rate in the last four decades has slowed compared with other developing countries (Grushka, 1995).

The mortality decline in Argentina began at the end of the 19th century.¹ Intercensal estimations showed an increase in life expectancy at birth from 33 years for the period 1869-1895 to 40 years for the period 1895-1914. Life expectancy reached 61 years in 1947 and 66 years in 1960 (Somoza, 1971). In a different way compared to most Latin American countries, the most important increase in life expectancy in Argentina was registered at the end of the 19th century, in the 1895-1914 period. During the 1950s and 1960s, Argentina had the second highest life expectancy at birth in Latin America, only lower than the life expectancy of Uruguay. Now-a-days, Argentina has the sixth position in the region, below Cuba, Costa Rica, Panama, Uruguay and Chile. At the same time, the GDP per capita is one of the highest in Latin America (PRB, 2010). Thus, Argentina seems to have plenty of room for improvement with regard to life expectancy.

Comparisons across countries hide the heterogeneity inside each country. In the case of Argentina, heterogeneity in the mortality levels among regions is notable. For example, in 2001, life expectancy at birth in Buenos Aires city was 75.91 (71.8 for men and 79.4 for women); meanwhile, life expectancy at birth in the province of Formosa was 70.8 (68.5 for men and 73.4 for women) (INDEC, 2007). As noted by Frenk and colleagues (1994), the definition of development includes the universality of benefits and progress. The

1 In contrast with the predictions from the demographic transition theory that fertility and mortality are high in traditional and low in modern societies, and that a demographic transition take place from one to other, in Argentina the decline of mortality and fertility has been practically simultaneous (Pantelides, 1983 and 2002). As marked by Pantelides, “The relationship between both curves does not follow the ‘classical’ form of transition as they keep parallel, with a natural increase rate of 13-20 per 1000. Both decline from the first years of the 20th century, but mortality stagnates between 1950 and 1970” (Pantelides, 1983: 512-513).

exceptional situation in Latin America is in the magnitude of these inequalities and the growing differences among extreme social groups (Frenk, Lozano and Bobadilla, 1994).

Socioeconomic differentials in adult mortality

An important body of knowledge has been constructed in demography and public health on the linkage between socioeconomic characteristics and mortality levels. The persistent and recurrent interest in this topic resides in that it expresses one of the most clearly evident manifestations of social inequality. As stated by Antonovsky in 1967, "Death is the final lot of all living beings. But, as the tragic experience of the Titanic passengers dramatically illustrates, the time at which one dies is related to one's class" (Antonovsky, 1967: 31).

Studies from countries all over the world have shown a strong and inverse relationship between socioeconomic status and mortality rates. That is, individuals with lower socioeconomic status have higher mortality and morbidity rates than individuals with higher socioeconomic status. In the case of the United States, the pioneering work of Kitagawa and Hauser (1973) provided extensive evidence of the existence of differential mortality by socioeconomic status over the period 1930-60. In the fourth chapter of their book, dedicated to analyze socioeconomic differentials in Chicago using data from The Chicago Area Study, the authors found that for both men and women the lowest socioeconomic class had a mortality rate that was approximately 60 percent higher than the rate of the highest class and that this inequality seemed to be stable over time in the analyzed period. Subsequent numerous studies showed this strong and inverse relationship whether measured by socioeconomic status as a whole, or by the different components of socioeconomic status: educational attainment, income or wealth, or occupation (Duleep, 1989; Feldman *et al.*, 1989; Pappas *et al.*, 1993; Preston and Taubman, 1994; Christenson and Johnson, 1995; Backlund, Sorlie and Johnson, 1996; Elo and Preston, 1996; Marmot *et al.*, 1997; Backlund, Sorlie and Johnson, 1996; Rogers, Hummer and Nam, 2000). Similar patterns of inequality have been found in other developed regions or countries like Israel (Jaffe *et al.*, 2008), Canada (Mustard *et al.*, 1997; Ross, Masters *et al.*, 2000), and Europe (Kunst and Mackenbach, 1994; Mackenbach *et al.*, 1997; Sihvonen *et al.*, 1998; Bopp and Minder, 2003; Huisman *et al.*, 2004; Elo, Martikainen and Smith, 2006; Geyer *et al.*, 2006; Clark and Royer, 2010; Madsen *et al.*, 2010), where the unexpected increase in mortality levels in Russia in the last two decades has gained special attention (Chen, Wittgenstein and McKeon, 1996; Cockerham, 1997; Shkolnikov *et al.*, 1998; Murphy *et al.*, 2006; Shkolnikov *et al.*, 2006).

The use of alternative socioeconomic status measures for analyzing socioeconomic differentials in adult mortality has been extensively debated (Kitagawa and Hauser, 1973; Christenson and Johnson, 1995; Backlund, Sorlie and Johnson, 1996; Elo and Preston, 1996; Hummer, Rogers and Eberstein, 1998; Smith *et al.*, 1998; Duncan *et al.*, 2002; Molla, Madans and Wagener, 2004; Hummer and Lariscy, 2011). As summarized by Hummer and colleagues (Hummer, Rogers and Eberstein, 1998: 560-561), there is a group of studies that suggest that income is the optimal measure because it is used to

purchase health care and preferred qualities of nutrition, transportation, exercise equipment, and housing (e.g., Adler *et al.*, 1994). On the other side, there is another group of studies that argue that education is the optimal measure because: it is most often completed relatively early in adult life and usually remains constant through adulthood; it is more relevant to study populations out of the work force (e.g., unemployed, retired, women in some regions); it generally has a higher response rate on surveys than income; it allows for easier international comparisons than using income (Valkonen, 1993); and it typically precedes occupational status, income, and the accumulation of wealth in a causal sense (Hummer and Lariscy, 2011: 4-5). Occupation is used as the main indicator of socioeconomic status for analyzing socioeconomic differentials in adult mortality in many seminal European mortality studies (Antonovsky, 1967); however, its use is limited for reaching groups such as the unemployed, service workers and homemakers. Alternative, occupation is useful when the analysis focuses of the mortality risk of different professions (Marmot and McDowall, 1986; Marmot *et al.*, 1991; Duncan *et al.*, 1995; Sorlie, Backlund and Keller, 1995) or when the availability of data is limited (Cordeiro and Silva, 2001).

In this research, educational attainment is used as indicator of socioeconomic status, agreeing with those studies that consider that it is the best socioeconomic measure for analyzing socioeconomic differentials in mortality, especially for adult mortality. Moreover, education is available in the Argentinean Mortality Files, while the variable income has much higher rates of missing data than educational attainment.

134

Año 8

Número 14

Enero/
junio 2014

Previous research on adult mortality in Latin America

In Latin America, the study of adult mortality is scarce and even more scarce is the analysis of the relationship between educational attainment and adult mortality. However, there is some evidence from studies on socioeconomic differentials, which include the variable education in a broader set of socioeconomic variables, and which is used to consider regional and ecological based socioeconomic differentials. In general, these studies show a significant inverse relationship between socioeconomic status and mortality rates (Rofman, 1994; Rosero-Bixby, 1994; Grushka, 1996; Paes-Sousa, 2002; Belon *et al.*, 2008; Renteria and Turra, 2008), and that there are significant differences in the relationship depending on the specific causes of death (Rosero-Bixby, 1994; Grushka, 1995; Paes Antunes, 2002; Diez Roux *et al.*, 2007).

The limitations in the available data and the almost exclusive focus on infant and child mortality are the main reasons for the lack of research on adult mortality in Latin America (Chackiel, 1990; Rofman, 1994; Paz *et al.*, 2004). The restricted information reported on death records has constrained the analysis of socioeconomic differentials in mortality using direct methods. Unfortunately, the application of specific surveys for overcoming these limitations, such as the mortality follow-up studies used in developed

countries, is not common.² Moreover, the traditional sources of information, such as Vital Statistics, have presented some problems in data quality such as missing information on key variables, coverage problems, etc.³ In addition to the data limitations, research on mortality in Latin America has focused almost exclusively on infant mortality, mostly because of its use in international comparisons as a crude indicator of the status of the population and for its intrinsic importance for measuring human development. An important body of knowledge on infant mortality has been developed in the region, often using specific surveys which complement traditional sources such as Vital Statistics (Breilh, 1983; Bronfman and Tuiran, 1984; Saad, 1985; Bronfman, 1992; Bähr and Wehrhahn, 1993; Bronfman, 2000; Sastry, 2004). These studies showed that socioeconomic factors are responsible for most of the observed differences in infant mortality. Several authors have suggested that this differential effect can be extended to the adult population (Paz *et al.*, 2004), and a great portion of what we know today about socioeconomic differentials in adult mortality comes from these studies on infant mortality. However, as noted by Rofman (1994: 77), this assumption lacks robust empirical support.

The majority of the studies in the region dealing with the relationship between educational attainment and adult mortality are subsumed in a wider set of investigations studying socioeconomic differentials in adult mortality levels. In these studies, the variable education is included in a broader set of socioeconomic variables, and their focus is on the relationship between adult mortality and economic development (Curto de Casas, 1993; Orihuela-Egoavil, 1993; Rosero-Bixby, 1994; Grushka, 1995; Cerqueira and Paes Antunes, 1998; Duarte *et al.*, 2002; Messias, 2003; Ishitani *et al.*, 2006; Diez Roux *et al.*, 2007; Belon *et al.*, 2008). With few exceptions, these studies are based on indirect approaches, where deaths are compiled at a specific ecological level (states, municipalities or census tracts of residence of the deceased person), and then deaths and the population for each geographical area are allocated as a unit to one of several educational groups, on the basis of an educational index for this geographical area.

Studies that analyzed the relation between mortality levels and socioeconomic factors in Latin America using these methods show that there is a strong and inverse association between socioeconomic factors (e.g., income, GDP per capita, urbanization, illiteracy rates, percentile of homes with inadequate sanitary draining, etc.) and adult mortality rates. For example, a research study aiming to measure the impact of illiteracy rates on the relationship between income disparities and life expectancy in Brazil (Messias, 2003) found that income disparities (using the Gini Coefficient) and illiteracy rates were negatively associated with life expectancy in Brazil. A simple linear regression between life expectancy and the illiteracy rate, measured from this ecological approach,

2 Promising research designs have been implemented in the last years. See, for example, Rosero-Bixby and Antich, 2010.

3 The evaluation of the quality of the available data and methods for overcoming its problems has been an important issue in the research on adult mortality in the region (Grushka, 1996; Paes Antunes, 2007; Piscoya-Díaz and Queiroz, 2010).

showed a 2.2 year decrease in life expectancy for a 10-unit increase in the illiteracy rate. A multiple linear regression, including GDP per capita, illiteracy rate and the Gini coefficient, showed that the inclusion of illiteracy rates in the regression model removed the effect of income disparities (Messias, 2003: 1294). A similar finding was presented by Belon and colleagues (2008) for the population of Campinas, Brazil, for the year 2005. The authors found that the difference in life expectancy between extreme socioeconomic groups was about 4 years (76.9 for those individual in the highest socioeconomic status vs. 72.5 for those individual in the lowest socioeconomic status), with the largest difference among men (Belon *et al.*, 2008: 9).

Concerning Argentina, an analysis of trends in adult mortality for the period 1980-1990 showed that adult mortality rates decreased approximately 14%, with a similar relative decline for men and women, and for each five-year age group from 15 to 65 years old (Grushka, 1995). As stated by the author of this research, the analysis of mortality rates at the national level hides important differences between subpopulations. The analysis of mortality rates at the province level allow us to observe differences between subpopulations with very diverse ecological socioeconomic indicators (such as illiteracy rate, GDP per capita or urbanization rate). For example, for the year 1980, adult mortality levels across provinces oscillated between 2.5 and 4.7 by one thousand inhabitants among women, and 4.5 to 7.4 among men. For the year 1990, the differences between adult mortality levels across provinces were considerably reduced, oscillating between 2.1 and 3.7 among women, and 4.5 to 6.5 among men (Grushka, 1995: 88).

However, even when the association between socioeconomic factors and adult mortality seems straightforward in the region, the association between the pace of decline in adult mortality and changes in economic development are not so direct. In a seminal research study on adult mortality in Costa Rica, stagnation in the adult mortality decline was observed in a period of important growth in economic development and health spending (1960-1970); moreover, an increase in the pace of adult mortality decline was observed in a period of stagnation in economic development (1980-1990) (Rosero-Bixby, 1994). In his research, Grushka showed that the 14 percent decline in adult mortality rates during the 1980-1990 period in Argentina occurred during a period of economic decline, calling attention to the apparent lack of association between economic crisis and adult mortality (Grushka, 1995: 111).

Studies that analyzed the relationship between causes of death in adult mortality and socioeconomic factors in Latin America show that there are significant differences in the relationship depending on the specific cause of death and that the effect of this relationship varies considerably by age and sex (Rosero-Bixby, 1994; Grushka, 1995; Paes-Sousa, 2002; Paes Antunes, 2002; Ishitani *et al.*, 2006; Di Cesare, 2007; Diez Roux *et al.*, 2007; Pessoa Cesse, 2007; Wilson, Regidor and Otero, 2007; Nogueira, Ribeiro and Cruz, 2009). For example, the association between neoplasm mortality and socioeconomic factors tends to be positive, whereas the association between transmittable disease mortality and socioeconomic factors tends to be negative. These patterns should be understood in light of the transformations in the Latin American mortality profile throughout its

epidemiological transition, which have shown a growing tendency for neoplasms as a cause of death compared to infectious and parasitic diseases. As proposed by the epidemiologic transition, improvement in the social conditions of the population reduces the incidence of diseases related to underdevelopment affecting mainly the younger population and increases the incidence of chronic-degenerative diseases affecting mainly the older population (Frenk, Lozano and Bobadilla, 1994). In this sense, these studies find higher neoplasm mortality in geographic areas with better education levels. Furthermore, some of these studies show important variability in the effect of the relationship by age and sex. For instance, through a multiple regression analysis with Brazilian Mortality Files and from the 1980 and 1991 Brazilian Censuses, Paes Antunes (2002) finds a significant positive association between education, measured as the illiteracy rate among the 15 year-old population, and neoplasm mortality and external cause mortality. That is, there is a higher death risk for these causes in states with better education. Similarly, Rosero-Bixby (1994) finds that the positive correlation between adult mortality in Costa Rican counties and their socioeconomic and health status was especially substantial for cardiovascular diseases and diabetes. In Argentina, Grushka (1995) found that the association between mortality levels and socioeconomic factors is significant for women but not for men. Through a decomposition of this relation by cause of death, the author shows that the negative correlation between neoplasm mortality and urbanization (used as an indicator of economic development) is the reason for this unexpected difference between men and women in the significance of the association (Grushka, 1995: 139). Besides specific differences, these studies in Latin America call attention to the relevance of socioeconomic differentials for analyzing each group of causes of death separately.

The limitations in the available data do not prevent some researchers from analyzing socioeconomic differentials in adult mortality at the individual level. Following the research tradition of studies developed mainly in Europe (Antonovsky, 1967), some researchers explore socioeconomic differentials using the occupation registered on death certificates. For example, Duncan and colleagues (1995) analyze occupational differentials in mortality for men aged 15-64 years old in the State of São Paulo, Brazil, by linking data from Mortality Files and Censuses. In this study, they found that mortality rates were 3.8 times greater for men in the lower occupational category compared to the men in the higher occupational category. In a similar study, but applying a methodological design which included a longitudinal analysis on a probabilistic sample, Cordeiro and Silva (2001) found that in the region of Botucatu, São Paulo, Brazil, the death risk increases consistently for people with lower specialized occupations; they lose up to 12 years in life expectancy compared to intellectual workers with higher specialized occupations. Even when these studies provide evidence on the strength of the association between socioeconomic factors and adult mortality, they do not provide us with information about the relationship with other socioeconomic factors and have the limitations related to the use of the variable occupation as the exclusive variable for measuring socioeconomic status. For example, they have the restriction of analyzing only the part of the population that is economically active, making it difficult for the analysis of female populations in some specific regions and periods.

There is also a group of studies that try to overcome these data limitations using alternative sources of information and/or methodological designs that are of special relevance for this research (Rofman, 1994; Renteria and Turra, 2008). Rofman (1994) estimates socioeconomic differentials in adult mortality in Argentina using data from the National Social Security System (Administración Nacional de Seguridad Social), finding an important inverse correlation between mortality risk and income. Even though this study does not advance the analysis of the role of education attainment for mortality risk and used only the information of the population aged 65 or older, it is the first study in Argentina using individual data for estimating socioeconomic differentials in adult mortality. The author found that the differences by income are 11.5 years in life expectancy at 20 years old, and 4.4 years at 65 years. Thus, life expectancy among individuals with high socioeconomic status is 20 to 25 percent higher than among individuals with lower socioeconomic status (Rofman, 1994: 88).

The study of Renteria and Turra (2008) in Brazil is another of these studies trying to overcome data limitations, and it is of special relevance to my research as well because it is, to my knowledge, the only article in Latin America which analyzed specifically the relation between adult mortality and education attainment. This research study combines information about the mother's survival and education of respondents from a nationally representative household survey collected in Brazil in 1996 (Pesquisa de Padrões de Vida), to examine how mortality among adult women varied by level of education during the last few decades. Based on the traditional orphanhood method for adult mortality, the authors apply a methodological approach that allow them to estimate female mortality rates by level of education at the individual level and analyze how these differentials vary by age and education simultaneously. The authors find that

[..] mortality is about three to four times higher among the lowest educational group compared to the highest one. The differences reduce slightly at higher ages, suggesting that protection or selection effects may also operate also among Brazilian women (Renteria and Turra, 2008: 12).

Thus, this study from Brazil is consistent with the findings of studies in other regions showing the strong inverse association between adult mortality and education attainment (e.g., Hummer and Lariscy, 2011).

In sum, the literature shows that, in Latin America, research on adult mortality has been largely neglected. The scarcity of studies analyzing socioeconomic differentials and the incipient group of studies trying to overcome data limitations with new data sources show that a strong inverse association exists between adult mortality and socioeconomic factors. The literature also shows that the association between socioeconomic factors and mortality risk could assume different directions and intensity depending on the cause of death, age and sex group, and time period analyzed. To our knowledge, no study in Latin America has tried to analyze how the relation between education attainment and adult mortality unfolds with changes occurring in education levels. Neither have we found a research study in the region that used the information about education attainment on death certificates for analyzing educational differentials in adult mortality.

Data, Measures and Methods

The main objective of this paper is to describe the relationship of adult mortality to educational attainment in Argentina for the year 2010. The data used in this study come from the Mortality Files for the year 2010 and from the National Census from Argentina for the year 2010.

Argentina's Mortality Files include data on all deaths occurring within Argentina for each year. Data are obtained from certificates filed for deaths taking place in each Province, including one record for each death occurring during the data year. Mortality Files are part of the National Vital Statistics System and are one of the most well utilized data sets for studying mortality patterns, especially because of their universal coverage and standardization. Mortality Files include information on basic socio-demographic factors of the deaths, generally reported by next of kin, and some characteristics of the situation of the death (such as place of death, manner of death, cause of death). This information is collected by the Department of Statistics of the Ministry of Health.

Even when various studies have examined the quality of vital statistics on death and ranked the coverage and the quality of the data in Argentina as one of the best in the region (Chackiel, 1987; Jaspers-Fajier and Orellana 1994 y 1996), the variable educational attainment presents a higher rate of missing cases. For the year 2010, the percentage of missing cases in the variable education for the population aged 25-64 years hovered around 40 percent.

Considering this limitation of the available data, it is used the technique of Multiple Imputation (Rubin, 1996; Schafer and Graham, 2002; Enders, 2006; Graham, 2009; Stata, 2009). Multiple Imputation is a statistical technique for handling missing data which basically consists of the creation of multiples sets of plausible values through a series of multiple regression equations on the variable with missing cases, using the other variables in the file as predictors. In order to create imputed datasets with different estimates of the missing values, random perturbations are added (e.g., using a different number of predictors). In this phase, a pre-determined number of copies (e.g., 10 or 20) of the data are generated, each of which is imputed with different estimates of the missing values. In a second phase, the average of the estimated values is used as the predicted score of the missing value. The multiple set of imputations used to create the missing value also allows the calculation of the standard error related with each predicted value (Enders, 2006: 430). The final product is a completed data set which could be analyzed with standard statistical software. This technique is currently considered to be one of the best procedures available when working with missing data (Enders, 2006: 434).

The main variables are mortality and educational attainment.

Mortality in this study is measured by age, sex, region, and educational attainment. Argentinean death certificates for 2010 for country residents who were age 25 to 64 at the time of their death provide the numerators of these death rates. The denominators are estimated from the 2010 Census.

The use of data from the Mortality Files for the numerator and data from the Census for the denominator is a method that has a long history in the study of socioeconomic differentials in mortality levels and has been productively used in many countries (e.g., Kitagawa and Hauser, 1973; Valkonen, 1993; Christenson and Johnson, 1995). This method has a number of potential problems due to possible numerator or denominator biases, but also due to the combination of different sources in which classification of educational level may differ between Census and Mortality Files (Vallin, 1980; Shkolnikov *et al.*, 1998). In the census the information comes from a declaration which is usually made by the individual; in the death certificate the declaration is always made by a third party. Additionally, in the specific case of educational attainment, several studies showed that third parties tend to overestimate the educational attainment of the deceased when completing the death certificate. This bias tends to be most severe when estimating mortality for educational groups at the extremes of the distribution (Shkolnikov *et al.*, 1998). A conservative strategy adopted for some authors for dealing with this problem was to use aggregate educational categories (e.g., 3 categories) rather than an extensive category system of education or years of education (Marmot and McDowall, 1986; Shkolnikov *et al.*, 1998). In this research we do not have other alternative that using aggregate educational categories because this is the way that the data is registered in the Argentina's Mortality Files.

Years of education is categorized in three groupings: a) less than eight years of education (low level of education, up to Completed Primary School); b) eight to twelve years of education (intermediate level of education, up to Completed Secondary School); and c) thirteen years of education or more (high level of education, Completed or Uncompleted Superior Studies). The decedent data is answered by next of kin, and in some cases these relatives do not have complete information on some dimensions. For instance, knowing the highest education level attained for the decedent is difficult for some groups, especially when the decedent is very old.

Sex is measured as male and female.

The variable age is categorized using five-year age groups.

The variable region is categorized in five groups: 1) Buenos Aires Region, including the Province of Buenos Aires and Buenos Aires City; 2) Center Region, including the provinces of Córdoba, Entre Ríos and Santa Fe; 3) Cuyo Region, including the provinces of La Rioja, Mendoza, San Juan and San Luis; 4) North Region, including the provinces Chaco, Corrientes, Formosa, Misiones, Catamarca, Jujuy; and 5) Patagonia Region, including the provinces of Santa Cruz, Chubut, Río Negro, La Pampa, Tierra del Fuego and Neuquén.

Besides the use of specific mortality rates, the use of mortality ratios among educational groups offers a more eloquent view of the differences. The mortality ratios clarify the relative mortality differences between educational attainment groups for each age and sex group. In this case, the reference category for the ratios is the highest level of education.

Hypothesis

Based on the results of previous studies in other countries, this paper expects to find that educational attainment has an inverse and strong relationship with overall adult mortality levels in Argentina. Overall, it is expected to find that people with higher levels of education will exhibit lower levels of adult mortality as many international studies have shown. As mentioned before, this inverse relationship between educational attainment and mortality rates is just the beginning of a larger set of questions. Another working hypothesis of this paper is that the relationship between educational attainment and overall adult mortality will vary by gender, region and age group, as has been found in other countries.

Specifically, it is expected to find evidence of this relationship between educational differences in adult mortality among both sexes, with a stronger relationship for males. Grushka (1995) found that the association between mortality levels and socioeconomic factors is significant for women but not for men in Argentina, but he did not have specific information on educational attainment and mortality levels –existing international literature on the topic does not offer a consistent answer (Koskinen and Martelin, 1994; Zajacova, 2006; Zajacova and Hummer, 2009). Moreover, it is expected that relative educational differences in mortality rates will be smaller than among younger adults. This age pattern has been found in some research in the United States from the 1960s but is different from our findings in more recent periods (Hummer and Lariscy, 2011; Molla, Madans and Wagener, 2004).

Educational differentials in mortality among adults in Argentina

How do overall adult mortality patterns in Argentina interrelate with educational attainment? The traditional way to approaching this question is to analyze the specific mortality levels (e.g., using death rates and/or life expectancy at particular ages) for each educational group. Support for the first hypothesis arises if I find lower mortality rates among more highly educated Argentinean adults.

Following the documentation strategy of Molla, Madans and Wagener (2004), Table 1 displays death rates (per 1,000 persons) for each age group by years of completed school. The variable age is categorized using five-year age groups. Years of education is categorized in three groupings: a) less than eight years of education (low level of education, up to Completed Primary School); b) eight to twelve years of education (intermediate level of education, up to Completed Secondary School); and c) thirteen years of education or more (high level of education, Completed or Uncompleted Superior Studies). Moreover, the use of mortality ratios among educational groups offers a more eloquent view of the differences. This information is presented in the last three columns of Table 1, similar to Molla, Madans and Wagener (2004). The mortality ratios clarify the relative mortality

differences between educational attainment groups for each age and sex group. In this case, the reference category for the ratios is the highest level of education.⁴

The findings show a clear gradient in the age-specific mortality rates according to educational attainment. For both sexes and for all age groups, the lower the educational level, the higher the mortality rate. In concordance with the first working hypothesis of this paper, then, there is a strong and inverse relationship between educational attainment and adult mortality rates in Argentina.

The central panel of Table 1 shows that death rates are much higher for the population with low education levels than for the rest. For example, for the oldest male group (60-64), the death rate among men with thirteen years or more of education is 8.3 per 1,000, while the death rate among men in the same age group but with low education (less than eight years) is 23.0 per 1,000. This pattern is consistent throughout Table 1, accompanied by the expected rise of death rates at higher ages and by lower death rates for women compared with men.

We can gain a clearer perspective of these mortality differences using the rate ratios that appear in the right panel of Table 1. Men aged 25 to 29 years old with low education have seven times the rate of dying than men in the same age group but with higher education (13 years or more). Similarly, women in the same 25-29 age group with low education have a mortality rate that is 7.5 times higher than highly educated women in that age group. Even though this pattern was expected between our key variables, the magnitude of these ratios is higher than what has been found in similar studies in other countries, such as the United States.

Table 1 also shows other interesting patterns. First, the differences between educational groups tend to be similar for both men and women for the first three age groups, but more pronounced among men than women in the older age groups. Second, relative educational differences in mortality rates tend to be smaller among older adults.

Educational differentials in mortality by age

Several studies have found that relative educational differences in mortality rates tend to be smaller among older adults than younger adults. This age pattern is found in different countries. In the case of the United States, this pattern was first demonstrated in the 1960s but is very strong in more recent periods (Hummer and Lariscy, 2011; Molla, Madans and Wagener, 2004).

As mentioned before, there are no studies in Argentina about this specific topic, and the research on adult mortality in Latin America is scarce. Considering this lack of local

4 Specifying the ratio as the low educated group to the high educated group does not take into account inequalities in other portions of the educational distribution (e.g., the relation of the low educated group to the group with an intermediate level of education). However, the analysis of the data showed the complete distributions of these rate ratios tend to be graded with few exceptions.

Table 1
Death Rates (per 1,000 population) and Mortality Ratios by educational attainment,
age groups and sex. Argentina. 2010

Sex and Age	Population	Deaths	Total	Years of school completed					
				Deaths per 1,000 population			Mortality Ratio		
				Less than 8 years	8 to 12 years of education	13 years of education or more	Less than 8 years	8 to 12 years of education	13 years of education or more
Male	9,154,273	46,872	5.1	8.2	3.5	1.7	4.8	2.1	1.0
25-29	1,542,414	2,432	1.6	3.4	1.2	0.5	7.6	2.6	1.0
30-34	1,523,234	2,413	1.6	2.4	1.3	0.6	4.2	2.3	1.0
35-39	1,297,569	2,582	2.0	3.1	1.5	0.7	4.5	2.2	1.0
40-44	1,180,645	3,191	2.7	3.9	2.3	0.9	4.4	2.6	1.0
45-49	1,005,734	4,554	4.5	6.8	3.4	1.6	4.3	2.2	1.0
50-54	1,013,357	7,057	7.0	8.9	6.1	2.7	3.4	2.3	1.0
55-59	863,230	10,624	12.3	16.3	9.7	4.8	3.4	2.0	1.0
60-64	728,090	14,019	19.3	23.0	16.4	8.3	2.8	2.0	1.0
Female	9,683,510	26,805	2.8	4.6	2.1	1.0	4.7	2.2	1.0
25-29	1,570,933	995	0.6	1.6	0.5	0.2	7.5	2.3	1.0
30-34	1,582,914	1,273	0.8	1.3	0.7	0.3	4.1	2.3	1.0
35-39	1,348,409	1,507	1.1	1.7	1.0	0.5	3.6	2.1	1.0
40-44	1,246,204	1,965	1.6	2.3	1.5	0.6	3.7	2.4	1.0
45-49	1,061,582	2,958	2.8	4.2	2.5	1.1	3.7	2.2	1.0
50-54	1,095,770	4,205	3.8	5.0	3.4	1.8	2.8	1.9	1.0
55-59	933,434	5,968	6.4	8.8	5.1	2.8	3.2	1.9	1.0
60-64	844,264	7,934	9.4	11.3	7.6	4.7	2.4	1.6	1.0

Sources: Elaborated by the author based upon Argentine National Census 2010 and Argentine Mortality Files-Vital Statistic 2010.

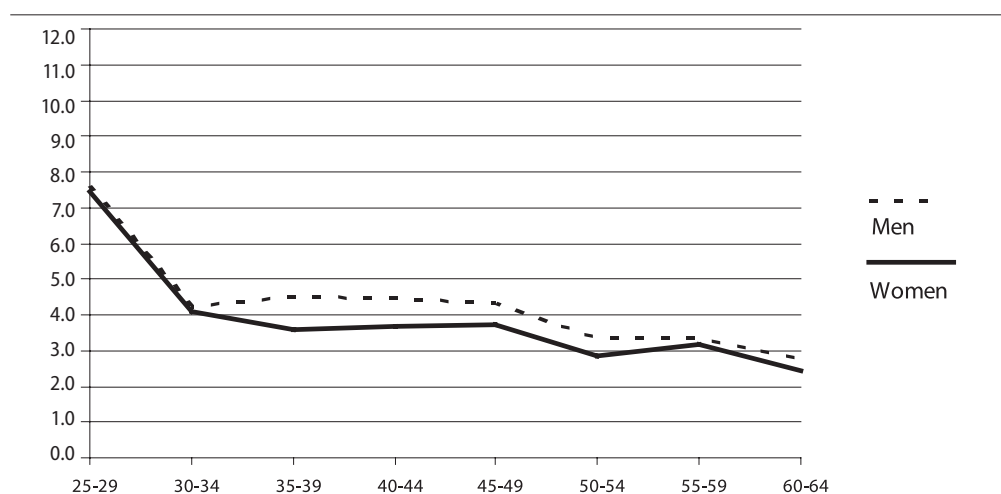
information, the working hypothesis about an age-based pattern is formulated founded on the findings of previous research in other countries. This hypothesis suggests that mortality inequalities by education will be smaller among older adults than among younger adults.

Graph 1 displays mortality ratios comparing the groups with less than 8 years of education to the groups with 13 years or more of education, based on data from Argentina for the year 2010. This indicator expresses the ratio of the mortality rate for the low educated group divided by the death rate of the high educated group; it can be interpreted as a proxy of educational inequality in death. Age groups are presented on the x-axis and the mortality ratios between the lowest and highest educational groups are presented on

the y-axis. The solid line represents the mortality ratios for women while the dotted line represents the mortality ratios for men.

Graph 1 shows a generally declining pattern of mortality inequalities by education as age ascends. The younger group has much higher mortality ratios than the other age groups. This is true for both sexes. The mortality ratio between the women with lowest education and the women with highest education is more than 7 for the youngest age group. This mortality ratio is reduced to approximately 2 for the older adults.⁵ Similarly, the younger adult men with low education have 7.6 times the rate of dying than their peers with high education. For the older men, this mortality ratio is reduced to about three.

Graph 1
Mortality Ratios by educational attainment among adult population, by age group and sex.
Argentina. 2010



Sources: Elaborated by the author based upon Argentine National Census 2010 and Argentine Mortality Files-Vital Statistic 2010.

In addition to the generally smaller mortality ratios among older adults, there are some peculiarities in the age-based patterns. For example, the educational inequalities exhibit a decline for women up to the 35-39 age group; at that point, the mortality ratio between the less educated and the more educated women is equal to 4.5. The dotted line for men also shows a declining ratio up to the 30-34 age group, after which the ratio remains stable for the 35-39, 40-44, and 45-49 groups at about 4.5. At age group 50-54, there are important declines in educational inequalities in death for both men and women. Seemingly, it is in this age group where the force of mortality begins to have an

5 As mentioned by other authors, because the mortality rates are high in older adults, “even small mortality differences by educational attainment in older adulthood are meaningful because of the heavy of concentration of deaths in older ages” (Hummer and Hernández, 2013: 5).

important impact: less educated men and women have 2.5 times the chance of dying than their more educated pairs. In the older age groups analyzed, we find the smallest educational inequalities, in concordance with the first corollary hypothesis. Nonetheless, less educated men and women in the oldest age groups still exhibit between 2 and 3 times the rate of death compared to their high educated peers; thus, there are very wide educational inequalities in every age group between 25 and 64.

Educational differentials in mortality by sex

The data from Table 1 also shows that educational inequalities in death are larger for men than for women. This pattern is in agreement with what was expected and differs with what has been found by Grushka (1995),⁶ who found a significant association between mortality and socioeconomic factors in Argentina but only for women and not for men.

At almost every age group, men are characterized by larger educational inequalities in death than women. Among younger adults, where the educational inequalities in death are the highest, the differences between genders are very small. It is at the 35-39 age group where these differences increase in a significant way: the mortality ratio for men is 4.5, while the mortality ratio for women is 3.6. The smaller educational inequalities in death in the oldest age groups are accompanied by a decline in the gender differences in educational inequalities as well. Overall, though, it is clear that low educated men in Argentina are characterized by the highest death rates during adulthood –rates that are generally 3 to 5 times higher than highly educated men-. Low educated Argentinean women are also characterized by very high mortality relative to high educated women, with the ratios generally in the 2 to 5 range.

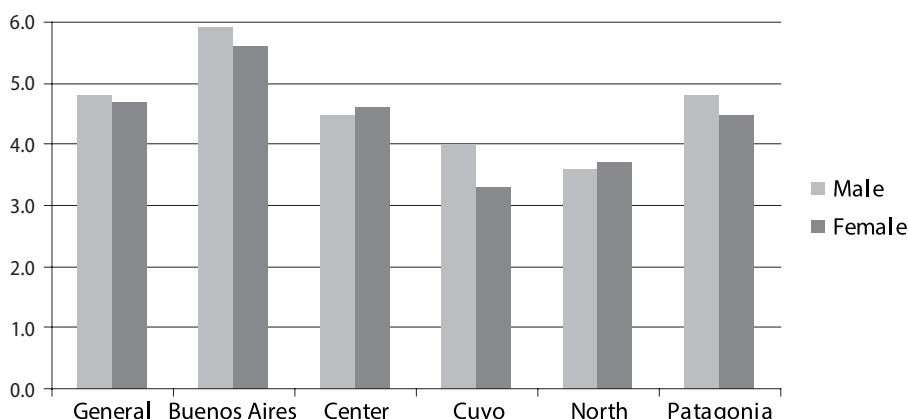
Educational differentials in mortality by region

Graph 2 presents the adult mortality rate ratios for educational attainment by sex for each region. These ratios are based on data for all adult ages 25-64.

First, it is important to note that every region is characterized by wide educational differences in adult mortality; the ratios comparing the lowest educated individuals with

6 It has to be considered that Grushka used extended indicators of socioeconomic status, not focusing exclusively on educational attainment, and with data from 1980 to 1991. Furthermore, there are also two main points that limits the reach of this apparent contradictory finding. First, a history analysis showed that there is an inversion in the patterns in the year 2001. Up to this year, the educational inequalities in death were larger for women than for men (Manzelli, 2014). Second, using exclusively educational attainment as the key variable differs theoretically to using a set of socioeconomic indicators. In this sense, the theory of resource substitution, which sustains that education benefits health most among people with fewer alternative resources (Mirowsky and Ross, 2003; Ross, Masters *et al.*, 2012). When applied to gender, “the resource substitution and human capital perspectives imply that education may be more important to women’s health than to men’s for the very reason that women have fewer socioeconomic resources of other kinds, such as power, authority, earnings, household income, and wealth” (Ross, Masters *et al.*, 2012: 1160). In this sense, the generally increasing educational levels in Argentina across time could have a higher beneficial impact among women, who were in a more disadvantaged situation.

Graph 2
Mortality Ratios by educational attainment among the adult population, by sex and region.
Argentina. 2010



Sources: Elaborated by the author based upon Argentine National Census 2010 and Argentine Mortality Files-Vital Statistic 2010.

the highest educated individuals are in the 3 to 6 range. Second, it can also be observed that the Buenos Aires, Center and Patagonia regions display the higher educational inequalities in death. In the case of the Buenos Aires Region, the adult male population with low education level has almost six times the rate of death than the adult male population with a high education level. For the female population of this region, the mortality ratios are slightly lower than the male population, but higher than the male and female populations in the other regions.

Beyond the Buenos Aires Region, the next largest ratios are in the Patagonia and Center regions, each with a mortality ratio by educational attainment that is higher than 4 for both sexes. The North and Cuyo regions present smaller mortality ratios by educational attainment, each of which is lower than 4.0. Nonetheless, these are still very wide mortality differences by educational attainment.

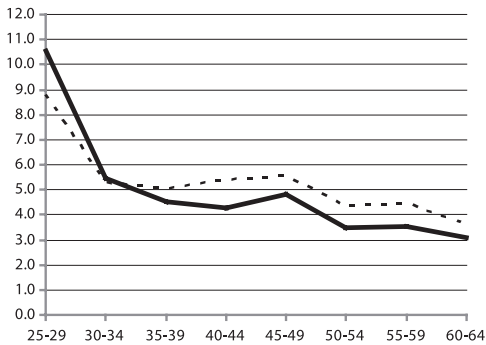
Graph 2 also shows that the Cuyo Region is characterized by larger gender differences in educational inequalities in mortality, and that the Center and North regions show a particularity: the female population has similar educational inequalities in death than the male population. However, this last finding requires a deeper analysis that considers the specificities by age.

Graph 3 presents the mortality ratios for educational attainment, by sex and age, for the five regions. All of the regions exhibit higher educational differences in mortality at the youngest ages, a decline in these mortality ratios as age increases, and generally stronger educational inequalities in death for men than for women. However, there are two unique patterns across regions. First, the patterns in the Buenos Aires Region and Center Region exhibit great inequality at the young ages and, considering their population weights in the country, they largely determine the national shape presented in Graph 1.

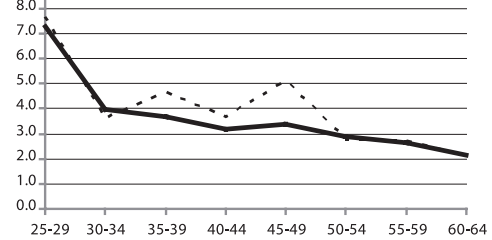
The Patagonia Region also presents extreme mortality differentials by education among young adults.

Graph 3
Mortality Ratios by educational attainment among adult population,
by age group, sex and region. Argentina. 2010

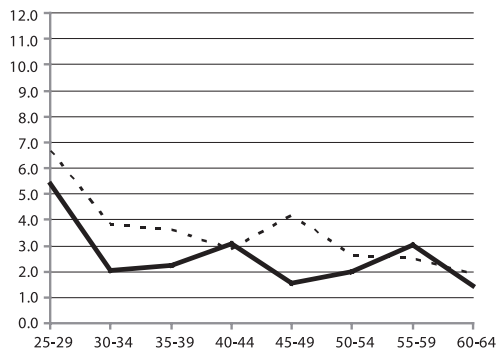
3.1. Buenos Aires Region



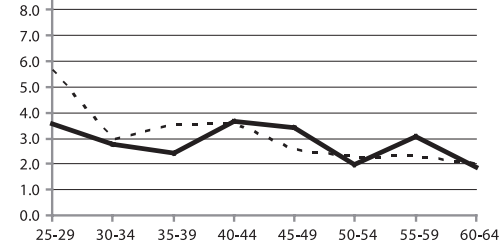
3.2. Center Region



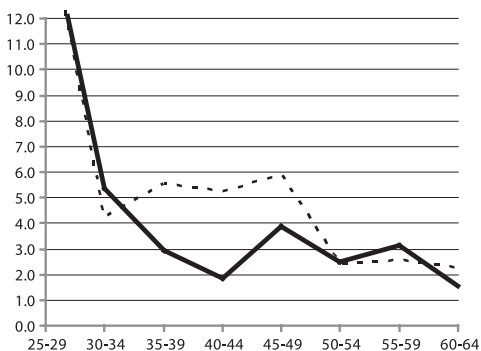
3.3. Cuyo Region



3.4. North Region



3.5. Patagonia Region



Men
—
Women

Sources: Elaborated by the author based upon Argentine National Census 2010 and Argentine Mortality Files-Vital Statistic 2010.

There are other particularities in this group of regions that merit special attention. Contrary to what was found in the other regions, in Buenos Aires the female population at 25-29 years presents higher mortality ratios than the male population (10.7 and 9.6, respectively). This relation quickly reverses in the next age group (30-34), taking the traditional form where educational inequalities in death are stronger in the male population than in the female population. The Center Region also does not show a gender difference in educational inequalities in death in the first age group but, similar to Buenos Aires, larger gender differences are found in the intermediate age groups (35-39, 40-44, 45-49).

Patagonia presents very high mortality ratios for the first age group for both men and women, even though we have to approach this finding with caution because it could be a data artifact given the small population and small number of deaths for specific age groups in this region (see Table 6 in the Annex). There are other strange patterns in this region: the cross-over in the 30-34 age group, the contrasting pattern of ascending differences for men and descending differences for women in the 35-39 and 40-44 age groups, and the cross-over in the 55-59 age group. The limitations of the available data do not allow us to go deeper in these issues. Again, though, this region has only a small number of deaths in some age groups.

The Cuyo Region and North Region show a different pattern characterized by lower educational inequalities in death across all age groups. Although the youngest age groups are characterized by the largest mortality ratios (roughly 6.0 in both regions), the declining pattern with age is not as pronounced as it is in the other three regions.

Conclusions

This paper addressed two basic questions on the study of inequality and mortality: How are overall adult mortality patterns in Argentina differentiated by education level?; Does the association between education and adult mortality vary by age group, gender and region as has been found in other countries?

In the first part of this paper we described the specific demographic background in a context of high socioeconomic inequalities that make Latin America countries and Argentina, in particular, interesting settings for studying inequalities in mortality. The literature review on adult mortality in Latin America showed that this specific issue has been largely neglected. However, the scarcity of studies analyzing socioeconomic differentials and the incipient group of studies trying to overcome data limitations with new data sources show that a strong inverse association exists between adult mortality and socioeconomic factors. Hypotheses based on previous research, largely from other countries, were developed to guide the analysis.

The first hypothesis focused on the inverse relationship between educational attainment and overall adult mortality. The analysis for this hypothesis was based on death rates and mortality ratios by educational attainment. We found a clear gradient in the specific mortality rates according to educational group, for both sexes and for all age groups. The existence and direction of this relationship was as expected; however, the

magnitude of educational differences was much higher than what has been found in other countries. It is clear, then, that educational attainment very strongly differentiates mortality rates among Argentinean adults.

Several corollary hypotheses were formed around the second general hypothesis of this dissertation. These corollary hypotheses guided the analysis of educational differences in mortality specific to gender, age group, and region among adults in Argentina. Again, we used age-specific mortality rates and rate ratios by educational attainment to examine these patterns.

The first corollary hypothesis regarding age differences was confirmed; the data exhibited a clear declining trend in mortality inequalities by education as age increased. In particular, the younger age groups had much higher mortality ratios than the older age groups.

We had also found evidence consistent with our second corollary hypothesis. Educational inequalities in death are stronger for men than for women. However, there were some exceptions to this overall pattern in some age groups. In general, though, gender differences in educational gradients in mortality were larger at younger ages when educational inequalities are the highest and smaller at older ages when educational inequalities are smaller. Clearly, young low educated men appear to exhibit the highest relative mortality disadvantages in Argentina.

Our third corollary hypothesis expected to find larger educational inequalities in mortality in regions with lower educational levels (North and Cuyo) than in regions with higher educational levels (Buenos Aires, Center and Patagonia). However, the data indicated exactly the opposite. Instead, North Region and Cuyo Region exhibited the smallest educational inequalities in death. On the other hand, the Buenos Aires, Center and Patagonia regions presented very high mortality ratios between the lowest and highest educational groups.

This paper answered relevant key unanswered questions in Argentina; however, the research was also hampered by data limitations. I used Multiple Imputation as an advanced technique for overcoming important data limitations, such as the 30% of death certificates that did not contain any information on educational attainment. However, Multiple Imputation cannot substitute for high quality data. Another important data limitation is the lack of available variables to explain why there are such large educational differences in mortality in Argentina. Focusing on the mortality files, besides the problems with the education variable, there is a lack of information on other socioeconomic variables such as employment status, occupation or nationality. Moreover, the analysis of underlying cause of death while also taking in account the other contributing causes of death is not possible in Argentina because public data on mortality files do not include this information.

Besides its scientific value, this analysis should also serve as an incentive toward improving socioeconomic data on death certificates, both in Argentina as well as across

Latin America. An improvement of information on death certificates is required not only for testing classic hypotheses regarding social inequalities in mortality, but also to formulate new hypotheses and to answer more in-depth research questions on this issue.

References

- ADLER, N. E., T. Boyce, M. A. Chesney, S. Cohen, S. Folkman, R. L. Kahn and S. L. Syme (1994), "Socioeconomic status and health: The challenge of the gradient", in *American Psychologist*, 49 (1), pp. 15-24.
- ALTIMIR, O. (1997), "Desigualdad, empleo y pobreza en América Latina: Efectos del ajuste y del cambio en el estilo de desarrollo", in *Desarrollo Económico*, 37 (145), pp. 3-30.
- ANTONOVSKY, A. (1967), "Social Class, Life Expectancy and Overall Mortality", in *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, 45 (2), pp. 31-73.
- ARRIAGA, E. E. and K. Davis (1969), "The Pattern of Mortality Change in Latin America", in *Demography*, 6 (3), pp. 223-242.
- BACKLUND, E., P. D. Sorlie and N. J. Johnson (1996), "The shape of the relationship between income and mortality in the United States: Evidence from the National Longitudinal Mortality Study", in *Annals of Epidemiology*, 6 (1), pp. 12-20.
- BÄHR, J. and R. Wehrhahn (1993), "Life expectancy and infant mortality in Latin America", in *Social Science & Medicine*, 36 (10), pp. 1373-1382.
- BEHM, H. (1980), "Socio-economic determinants of mortality in Latin America", in *Population Bulletin of the United Nations*, (13), pp. 1-15.
- BELON, A. P., M. B. A. d. Barros, M. C. Restitutti, S. M. Almeida and L. Marín-León (2008), "Diferenciais de esperança de vida segundo estratos socioeconômicos", in XVI Encontro Nacional de Estudos Populacionais, Caixambu, Brasil.
- BOPP, M. and C. E. Minder (2003), "Mortality by education in German speaking Switzerland, 1990-1997: results from the Swiss National Cohort", in *International Journal of Epidemiology*, 32 (3), pp. 346-354.
- BREILH, J. (1983), "Clase social y desigualdad ante la muerte en Quito", in J. Breilh, E. Granda, A. Campana and O. F. Betancourt (eds.), *Ciudad y muerte infantil*, Quito: CEAS, pp. 83-124.
- BRONFMAN, M. (1992), "Infant mortality and crisis in Mexico", in *International Journal of Health Services, Planning, Administration, Evaluation*, 22 (1), pp. 157-167.
- (2000), *Como se vive se muere: familia, redes sociales y muerte infantil*, Cuernavaca (Morelos, México): Universidad Nacional Autónoma de México, Centro Regional de Investigaciones Multidisciplinarias.
- BRONFMAN, M. and R. A. Tuiran (1984), "La desigualdad social ante la muerte: Clases sociales y mortalidad en la niñez", in *Cuadernos médico sociales*, 29/30, pp. 53-75.
- CERQUEIRA, C. A. and N. Paes Antunes (1998), "Mortalidade por Doenças Crônico-Degenerativas e Relações com Indicadores Socioeconômicos no Brasil", in XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais da ABEP, Caixambu, Brasil.

- CHACKIEL, J. (1987). "La investigación sobre causas de muerte en la América Latina".in *Notas de Población*, 15 (44), pp. 9-30.
- (1990), "Studies of causes of death in Latin America: the current Situation and Future Perspectives", in J. Vallin, S. D'Souza and A. Palloni (eds.), *Measurement and Analysis of Mortality: New Approaches*, Oxford: Clarendon Press.
- (2004), *La dinámica demográfica en América Latina*, CELADE, Serie Población y Desarrollo 52.
- CHACKIEL, J. and S. Schkolnik (2004), "América Latina : los sectores rezagados en la transición de la fecundidad", in *Revista de la CEPAL*, 83, CEPAL, pp, 13-31.
- CHEN, L. C., F. Wittgenstein and E. McKeon (1996), "The Upsurge of Mortality in Russia: Causes and Policy Implications", in *Population and Development Review*, 22 (3), pp. 517-530.
- CHRISTENSON, B. A. and N. E. Johnson (1995), "Educational Inequality in Adult Mortality: An Assessment with Death Certificate Data from Michigan", in *Demography*, 32 (2), pp. 215-229.
- CLARK, D. and H. Royer (2010), *The Effect of Education on Adult Health and Mortality: Evidence from Britain*, Stanford: National Bureau of Economic Research, Working paper series.
- COCKERHAM, W. C. (1997), "The Social Determinants of the Decline of Life Expectancy in Russia and Eastern Europe: A Lifestyle Explanation", in *Journal of Health and Social Behavior*, 38 (2), pp. 117-130.
- CORDEIRO, R. and E. A. Silva (2001), "Desigualdade da sobrevivencia de trabalhadores de Botucatu, São Paulo, Brasil", in *Cadernos de Saúde Pública*, 17 (4), pp. 925-931.
- CURTO DE CASAS, S. I. (1993), "Geographical inequalities in mortality in Latin America", in *Social Science & Medicine*, 36 (10), pp. 1349-1355.
- DI CESARE, M. (2007). "Interacciones entre transición demográfica y epidemiológica en Nicaragua: implicancias para las políticas públicas en salud.", in *Notas de Población*, 89, pp. 147-185.
- DIEZ ROUX, A., T. Green Franklin, M. Alazraqui, and H. Spinelli (2007), "Intraurban Variations in Adult Mortality in a Large Latin American City", in *Journal of Urban Health*, 84 (3), pp. 319-333.
- DUARTE, E. C., M. C. Schneider, R. Paes-Sousa, J. Barbosa da Silva and C. Castillo-Salgado (2002), "Expectativa de vida ao nascer e mortalidade no Brasil em 1999: análise exploratória dos diferenciais regionais", in *Revista Panamericana de Salud Pública*, 12 (6), pp. 436-444.
- DULEEP, H. O. (1989), "Measuring Socioeconomic Mortality Differentials Over Time", in *Demography*, 26 (2), pp. 345-351.

- DUNCAN, B. B., D. Rumel, A. Zelmanowicz and S. S. Mengue (1995), "Social Inequality in Mortality in São Paulo State, Brazil", in *International Journal of Epidemiology*, 24 (2), pp. 359.
- DUNCAN, G. J., M. C. Daly, P. McDonough and D. R. Williams (2002), "Optimal Indicators of Socioeconomic Status for Health Research", in *Am. J. Public Health*, 92 (7), pp. 1151-1157.
- ELO, I. T., P. Martikainen and K. P. Smith (2006), "Socioeconomic Differentials in Mortality in Finland and the United States: The Role of Education and Income", in *European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie*, 22 (2), pp. 179-203.
- ELO, I. T. and S. H. Preston (1996), "Educational differentials in mortality: United States, 1979-1985", in *Social Science & Medicine*, 42 (1), pp. 47-57.
- ENDERS, C. K. (2006), "A Primer on the Use of Modern Missing-Data Methods in Psychosomatic Medicine Research", in *Psychosomatic Medicine*, 68 (3), pp. 427-436.
- FELDMAN, J. J., D. M. Makuc, J. C. Kleinman and J. Cornoni-Huntley (1989), "National trends in educational differentials in mortality", in *American Journal of Epidemiology*, 129 (5), pp. 010-933.
- FRENK, J., R. Lozano and J. L. Bobadilla (1994), "La transición epidemiológica en América Latina", in *Notas de Población*, 22 (60), pp. 79-101.
- GEYER, S., O. Hemstrom, R. Peter and D. Vagero (2006), "Education, income, and occupational class cannot be used interchangeably in social epidemiology. Empirical evidence against a common practice", in *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60 (9), pp. 804-810.
- GRAHAM, J. W. (2009), "Missing Data Analysis: Making It Work in the Real World", in *Annual Review of Psychology*, 60, pp. 549.
- GRUSHKA, C. (1995), "Mortalidad adulta en Argentina. Tendencias recientes, causas y diferenciales", in *Notas de Población*, 61, pp. 111-145.
- (1996), *Adult and old age mortality in Latin America: evaluation, adjustments and a debate over a distinct pattern*, Philadelphia: Population Studies Center Philadelphia, University of Pennsylvania, Ph.D.
- GUZMÁN, J. M., J. Rodríguez, J. Martínez, J. M. Contreras and D. González (2006), "La démographie de l'Amérique latine et de la Caraïbe depuis 1950", in *Population* (French Edition), 61 (6), pp. 623-685, 687, 689-733, 735.
- HUISMAN, M., A. E. Kunst, O. Andersen, M. Bopp, J. K. Borgan, C. Borrell, G. Costa, P. Deboosere, G. Desplanques, A. Donkin, S. Gadeyne, C. Minder, E. Regidor, T. Spadea, T. Valkonen and J. P. Mackenbach (2004), "Socioeconomic inequalities in mortality among elderly people in 11 European populations", in *J. Epidemiol Community Health*, 58 (6), pp. 468-475.

- HUMMER, R. A. and E. Hernández (2013), "The effect of educational attainment on adult mortality in the United States", in *Population Reference Bureau*, 68.
- HUMMER, R. and J. Lariscy (2011), "Educational Attainment and Adult Mortality", in R. G. Rogers, E. M. Crimmins, R. A. Hummer and J. T. Lariscy, *International Handbook of Adult Mortality*, Springer Netherlands, pp. 241-261.
- HUMMER, R. A., R. G. Rogers and I. W. Eberstein (1998), "Sociodemographic Differentials in Adult Mortality: A Review of Analytic Approaches", in *Population and Development Review*, 24 (3), pp. 553-578.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS (INDEC) (2007), *Tablas abreviadas de mortalidad por sexo 2000-2001. Total del país y provincias*, Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).
- (2010), *Estimaciones y proyecciones nacionales de población por sexo y edad 1950-2015*, Buenos Aires: Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC).
- ISHITANI, L. H., G. d. C. Franco, I. H. O. Perpétuo and E. França (2006), "Desigualdade social e mortalidade precoce por doenças cardiovasculares no Brasil", in *Revista de Saúde Pública*, 40, pp. 684-691.
- JAFFE, D. H., Y. D. Neumark, Z. Eisenbach and O. Manor (2008), "Educational inequalities in mortality among Israeli Jews: Changes over time in a dynamic population", in *Health & Place*, 14 (2), pp. 287-298.
- JASPERS-FAIJER, D. and H. Orellana (1994), "Evaluación del uso de las estadísticas vitales para estudios de causas de muerte en América Latina", in *Notas de Población*, 22 (60), pp. 47-77.
- (1996), Evaluation of vital statistics for the study of causes of death", in I. Timaeus, J. Chackiel and L. T. Ruzick, *Adult mortality in Latin America*, Oxford (U.K.)/ New York: Clarendon Press/ Oxford University Press, pp. 45-68.
- KITAGAWA, E. M. and P.M. Hauser (1973), *Differential mortality in the United States: a study in socioeconomic epidemiology*, Cambridge (Mass.): Harvard University Press.
- KOSKINEN, S. and T. Martelin (1994), "Why are socioeconomic mortality differences smaller among women than among men?", in *Social Science & Medicine*, 38 (10), pp. 1385-1396.
- KUNST, A. E. and J. P. Mackenbach (1994), "The Size of Mortality Differences Associated with Educational Level in Nine Industrialized Countries", in *American Journal of Public Health*, 84 (6), pp. 932-937.
- MACKENBACH, J. P., A. E. Kunst, A. E. J. M. Cavelaars, F. Groenhouf and J. J. M. Geurts. (1997), "Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe", in *The Lancet*, 349 (9066), pp. 1655-1659.
- MADSEN, M., A. M. N. Andersen, K. Christensen, M. Osler and P. K. Andersen (2010), "Does educational status impact adult mortality in Denmark? A twin approach", in *American Journal of Epidemiology*, 172 (2), pp. 225-234.

- MANZELLI, H. (2014), "The Relationship between Adult Mortality and Educational Attainment in Argentina", Ph. D dissertation at the University of Texas at Austin.
- MARMOT, M. G. and M. E. McDowall (1986), "Mortality decline and widening social inequalities", in *Lancet*, 2 (8501), pp. 274-276.
- MARMOT, M., C. D. Ryff, L. L. Bumpass, M. Shipley and N. F. Marks (1997), "Social inequalities in health: Next questions and converging evidence", in *Social Science & Medicine*, 44 (6), pp. 901-910.
- MARMOT, M. G., S. Stansfeld, C. Patel, F. North, J. Head, I. White, E. Brunner, A. Feeney and G. D. Smith (1991), "Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study", in *The Lancet*, 337 (8754), pp. 1387-1393.
- MESSIAS, E. (2003), "Income Inequality, Illiteracy Rate, and Life Expectancy in Brazil", *American Journal of Public Health*, 93 (8), pp. 1294-1296.
- MIROWSKY, J. and C. Ross (2003), *Education, social status, and health*, New Brunswick (NJ): Aldine Transaction.
- MOLLA, M. T., J. H. Madans and D. K. Wagener (2004), "Differentials in Adult Mortality and Activity Limitation by Years of Education in the United States at the End of the 1990s", in *Population and Development Review*, 30 (4), pp. 625-646.
- MURPHY, M., M. Bobak, A. Nicholson, M. Marmot and R. Rose (2006), "The Widening Gap in Mortality by Educational Level in the Russian Federation, 1980-2001", in *American Journal of Public Health*, 96 (7), pp. 1293-1299.
- MUSTARD, C. A., S. Derksen, J.-M. Berthelot, M. Wolfson and L. L. Roos (1997), "Age-specific education and income gradients in morbidity and mortality in a Canadian province", in *Social Science & Medicine*, 45 (3), pp. 383-397.
- NOGUEIRA, M. C., L. C. Ribeiro and O. G. Cruz. (2009), "Desigualdades sociais na mortalidade cardiovascular precoce em um município de médio porte no Brasil", in *Cadernos de Saúde Pública*, 25, pp. 2321-2332.
- ORIHUELA-EGOAVIL, E. F. (1993), "Disparites regionales et socio-economiques de la mortalite en Amerique Latine", in *Social Science & Medicine*, 36 (10), pp. 1357-1365.
- PAES-SOUSA, R. (2002), "Diferenciais intra-urbanos de mortalidade em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1994: revisitando o debate sobre transições demográfica e epidemiológica", in *Cadernos de Saúde Pública*, 18, pp. 1411-1421.
- PAES ANTUNES, N. (2002), "Diverging regional trends in Brazilian Adult Mortality", in IUSSP Committee on Emerging Health Threats: *Determinants of Diverging Trends in Mortality*, Rostock (Germany): Max Plank Institute for Demographic Research, p. 26.
- PALLONI, A. (1981), "Mortality in Latin America: Emerging Patterns", in *Population and Development Review*, 7 (4), pp. 623-649.
- (1990), "Fertility and Mortality Decline in Latin America", in *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 510, pp. 126-144.

- PANTELIDES, E. A. (1983), "La transición demográfica argentina: un modelo no ortodoxo", in *Desarrollo Económico*, 22 (88), pp. 511-534.
- (2002), "Completing the fertility transition: the case of Argentina". in *Population Bulletin of the United Nations Special Issues*, N. 48/49, pp. 309-317.
- PAPPAS, G., S. Queen, W. Hadden and G. Fisher (1993), "The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986", in *New England Journal of Medicine*, 329 (2), pp. 103-109.
- PAZ, J., J. M. Guzmán, J. Martínez and J. Rodríguez (2004), *América Latina y el Caribe: dinámica demográfica y políticas para aliviar la pobreza*, Santiago de Chile: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE), Serie Población y Desarrollo.
- PESSOA CESSE, E. Â. (2007), *Epidemiologia e determinantes sociais das doenças crônicas não transmissíveis no Brasil*, Recife: Centro de Pesquisas Aggeu Magalhães, Fundação Oswaldo Cruz.
- PISCOYA-DÍAZ, M. and B. L. Queiroz (2010), "What do we know about adult mortality and data quality in Peru? Mortality coverage levels and trends from recent decades", in *Papeles de Población*, 16, pp. 219-241.
- POPULATION REFERENCE BUREAU (PRB) (2010), *World Population Data*, Washington D.C.: Population Reference Bureau.
- PRESTON, S. H. and P. Taubman (1994), "Socioeconomic differences in adult mortality and health status", in L. G. Martin and S. H. Preston (eds.), *Demography of aging*, Washington D.C.: National Academy Press, pp. 279-318.
- REIMERS, F. (1991), "The Impact of Economic Stabilization and Adjustment on Education in Latin America", in *Comparative Education Review* 35 (2), pp. 319-353.
- RENTERIA, E. P. and C. M. Turra (2008), "Desigualdade social na mortalidade no Brasil: diferenças por escolaridade entre mulheres adultas", in XVI Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais, Caxambu, Brasil.
- ROFMAN, R. (1994), "Diferenciales de mortalidad adulta en Argentina", in *Notas de Población*, 59, pp. 73-91.
- ROGERS, R. G., R. A. Hummer and C. B. Nam (2000), *Living and dying in the USA: behavioral, health, and social differentials of adult mortality*, San Diego: Academic Press.
- ROSETO-BIXBY, L. (1994), "La disminución de la mortalidad de adultos en Costa Rica", in *Notas de Población*, 22 (60), pp. 103-139.
- ROSETO-BIXBY, L. and D. Antich (2010), "Estudio longitudinal de mortalidad de adultos costarricenses 1984-2007", in *Población y Salud en Mesoamérica*, 7 (2), pp. 2-24.
- ROSS, C., R. Masters *et al.* (2012), "Education and the Gender Gaps in Health and Mortality", in *Demography*, 49 (4), pp. 1157-1183.

- RUBIN, D. B. (1996), "Multiple Imputation After 18+ Years", in *Journal of the American Statistical Association*, 91 (434), pp. 473-489.
- SAAD, P. M. (1985), *Desigualdad en la niñez ante la muerte : un estudio para el estado de São Paulo, 1970 1976*, México D.F.: El Colegio de México.
- SASTRY, N. (2004), "Trends in Socioeconomic Inequalities in Mortality in Developing Countries: The Case of Child Survival in São Paulo, Brazil", in *Demography*, 41 (3), pp. 443-464.
- SCHAFER, J. L. and J. W. Graham (2002), "Missing data: our view of the state of the art", in *Psychological methods*, 7 (2), pp. 147-177.
- SCHKOLNIK, S. and J. Chackiel (1998), "América Latina: la transición demográfica en sectores rezagados", in *Notas de Población*, 67/68, pp. 8-53.
- SHKOLNIKOV, V. M., E. M. Andreev, D. Jasilionis, M. Leinsalu, O. I. Antonova and M. McKee (2006), "The changing relation between education and life expectancy in central and eastern Europe in the 1990", in *J. Epidemiol Community Health*, 60 (10), pp. 875-881.
- SHKOLNIKOV, V. M., D. A. Leon, S. Adamets, A. Eugenyi and A. Deev (1998), "Educational level and adult mortality in Russia: An analysis of routine data 1979 to 1994", in *Social Science & Medicine*, 47 (3), pp. 357-369.
- SIHVONEN, A.-P., A. E. Kunst, E. Lahelma, T. Valkonen and J. P. Mackenbach (1998), "Socioeconomic inequalities in health expectancy in Finland and Norway in the late 1980s", in *Social Science & Medicine*, 47 (3), pp. 303-315.
- SMITH, G. D., C. Hart, D. Hole, P. MacKinnon, C. Gillis, G. Watt, D. Blane and V. Hawthorne (1998), "Education and occupational social class: which is the more important indicator of mortality risk?", in *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52, pp. 153-160.
- SOMOZA, J. L. (1971), *La mortalidad en la Argentina entre 1869 y 1960*, Buenos Aires: Editorial del Instituto Torcuato di Tella.
- SORLIE, P. D., E. Backlund and J. B. Keller (1995), "US Mortality by Economic, Demographic, and Social Characteristics: The National Longitudinal Mortality Study", in *American Journal of Public Health*, 85 (7), pp. 949-956.
- STATA C. (2009), *Stata multiple-imputation reference manual release 11*, College Station (Tex.): Stata Press.
- VALKONEN, T. (1993), "Problems in the measurement and international comparison of socio-economic differences in mortality", in *Social Science & Medicine*, 36 (4), pp. 409-418.
- VALLIN, J. (1980), "Socio-economic determinants of mortality in industrialized countries", in *Population Bulletin of the United Nations*, 13, pp. 26-41.
- WILSON, S., E. Regidor and Á. Otero (2007), "Evolución desigual de las causas de muerte en las regiones de Brasil", in *Gaceta Sanitaria*, 21, pp. 480-484.

- ZAJACOVA, A. (2006), "Education, gender, and mortality: Does schooling have the same effect on mortality for men and women in the US?", in *Social Science & Medicine*, 63 (8), pp. 2176-2190.
- ZAJACOVA, A. and R. A. Hummer (2009), "Gender differences in education effects on all-cause mortality for white and black adults in the United States", in *Social Science & Medicine*, 69 (4), pp. 529-537.
- ZAVALA DE COSÍO, M. E. (1995), "Dos modelos de transición demográfica en América Latina", in *Perfiles latinoamericanos*, Revista de la Sede Académica de México de la Facultad Latinoamericana de Ciencias Sociales, 4 (6), pp. 29-47.

Annex

Table 2
Death Rates (per 1,000 population) and Mortality Ratios by educational attainment, age groups and sex. Buenos Aires Region. Argentina. 2010

Sex and age	Population	Deaths	Total	Years of school completed					
				Deaths per 1,000 population			Mortality Ratio		
				Less than 8 years	8 to 12 years of education	13 years of education or more	Less than 8 years	8 to 12 years of education	13 years of education or more
Male	4,337,024	22,073	5.1	8.9	3.3	1.5	5.9	2.2	1.0
25-29	713,317	1,070	1.5	4.0	1.0	0.4	8.8	2.3	1.0
30-34	719,397	1,111	1.5	2.5	1.2	0.5	5.3	2.6	1.0
35-39	612,819	1,258	2.1	3.5	1.5	0.7	5.1	2.1	1.0
40-44	561,610	1,579	2.8	4.4	2.2	0.8	5.4	2.7	1.0
45-49	478,409	2,046	4.3	7.0	3.1	1.3	5.6	2.4	1.0
50-54	482,073	3,302	6.8	9.7	5.6	2.2	4.4	2.5	1.0
55-59	410,654	4,982	12.1	18.0	8.7	4.0	4.5	2.2	1.0
60-64	358,745	6,725	18.7	24.7	14.1	6.9	3.6	2.1	1.0
Female	4,637,784	12,965	2.8	5.1	2.0	0.9	5.6	2.2	1.0
25-29	724,959	458	0.6	2.1	0.5	0.2	10.5	2.4	1.0
30-34	746,939	582	0.8	1.4	0.7	0.3	5.5	2.8	1.0
35-39	636,281	738	1.2	2.0	1.0	0.5	4.5	2.2	1.0
40-44	598,423	944	1.6	2.5	1.4	0.6	4.3	2.3	1.0
45-49	509,768	1,403	2.8	4.5	2.3	0.9	4.8	2.5	1.0
50-54	535,377	2,042	3.8	5.6	2.9	1.6	3.5	1.8	1.0
55-59	456,061	2,855	6.3	9.4	4.6	2.7	3.5	1.7	1.0
60-64	429,976	3,943	9.2	11.9	6.8	3.9	3.1	1.8	1.0

Sources: Elaborated by the author based upon Argentine National Census 2010 and Argentine Mortality Files-Vital Statistic 2010.

Table 3
Death Rates (per 1,000 population) and Mortality Ratios by educational attainment,
age groups and sex. Central Region, Argentina. 2010

Sex and age	Popula- tion	Deaths	Total	Years of school completed					
				Deaths per 1,000 population			Mortality Ratio		
				Less than 8 years	8 to 12 years of education	13 years of education or more	Less than 8 years	8 to 12 years of education	13 years of education or more
Male	1,785,269	9,287	5.2	8.1	3.9	1.8	4.5	2.1	1.0
25-29	302,254	419	1.4	3.0	1.1	0.4	7.6	2.8	1.0
30-34	290,860	435	1.5	2.2	1.3	0.6	3.6	2.2	1.0
35-39	247,770	450	1.8	2.9	1.5	0.6	4.7	2.5	1.0
40-44	228,783	568	2.5	3.4	2.3	0.9	3.7	2.5	1.0
45-49	194,890	908	4.7	6.8	4.0	1.3	5.1	3.1	1.0
50-54	200,425	1,378	6.9	8.6	6.0	3.1	2.8	1.9	1.0
55-59	170,733	2,122	12.4	15.9	10.2	5.8	2.7	1.8	1.0
60-64	149,554	3,007	20.1	22.6	18.8	10.7	2.1	1.8	1.0
Female	1,879,747	4,906	2.6	4.3	2.2	0.9	4.6	2.3	1.0
25-29	304,597	158	0.5	1.3	0.5	0.2	7.3	3.1	1.0
30-34	299,922	192	0.6	1.1	0.6	0.3	4.0	2.3	1.0
35-39	255,490	229	0.9	1.4	0.9	0.4	3.7	2.3	1.0
40-44	240,048	333	1.4	1.9	1.4	0.6	3.2	2.4	1.0
45-49	204,486	571	2.8	4.1	2.6	1.2	3.4	2.2	1.0
50-54	216,046	768	3.6	4.3	3.9	1.5	2.9	2.7	1.0
55-59	184,039	1,142	6.2	8.3	5.1	3.2	2.6	1.6	1.0
60-64	175,119	1,513	8.6	10.0	7.7	4.7	2.1	1.7	1.0

Sources: Elaborated by the author based upon Argentine National Census 2010 and Argentine Mortality Files-Vital Statistic 2010.

Table 4
Death Rates (per 1,000 population) and Mortality Ratios by educational attainment,
age groups and sex. Cuyo Region, Argentina. 2010

Sex and age	Popula- tion	Deaths	Total	Years of school completed					
				Deaths per 1,000 population			Mortality Ratio		
				Less than 8 years	8 to 12 years of education	13 years of education or more	Less than 8 years	8 to 12 years of education	13 years of education or more
Male	707,848	3,224	4.6	7.0	3.2	1.8	4.0	1.8	1.0
25-29	121,219	171	1.4	2.9	1.1	0.4	6.6	2.4	1.0
30-34	118,960	175	1.5	2.4	1.0	0.6	3.8	1.7	1.0
35-39	101,336	166	1.6	2.5	1.3	0.7	3.6	1.9	1.0
40-44	89,253	165	1.8	2.5	1.6	0.9	2.9	1.8	1.0
45-49	76,031	286	3.8	5.9	2.5	1.4	4.2	1.8	1.0
50-54	77,621	470	6.1	7.1	6.0	2.7	2.6	2.2	1.0
55-59	66,122	781	11.8	14.8	9.6	5.9	2.5	1.6	1.0
60-64	57,306	1,010	17.6	19.8	15.6	10.3	1.9	1.5	1.0
Female	749,647	2,001	2.7	4.1	2.1	1.2	3.3	1.7	1.0
25-29	122,417	67	0.5	1.3	0.4	0.2	5.4	1.8	1.0
30-34	123,686	92	0.7	1.1	0.6	0.5	2.1	1.2	1.0
35-39	105,362	110	1.0	1.4	1.0	0.6	2.2	1.6	1.0
40-44	94,876	131	1.4	1.8	1.6	0.6	3.1	2.7	1.0
45-49	80,821	213	2.6	3.1	2.6	2.0	1.6	1.3	1.0
50-54	84,682	306	3.6	4.3	3.4	2.2	2.0	1.5	1.0
55-59	72,137	460	6.4	8.4	5.3	2.8	3.0	1.9	1.0
60-64	65,666	622	9.5	10.4	8.1	7.3	1.4	1.1	1.0

Sources: Elaborated by the author based upon Argentine National Census 2010 and Argentine Mortality Files-Vital Statistic 2010.

Table 5
Death Rates (per 1,000 population) and Mortality Ratios by educational attainment,
age groups and sex. North Region, Argentina. 2010

Sex and age	Popula- tion	Deaths	Total	Years of school completed					
				Deaths per 1,000 population			Mortality Ratio		
				Less than 8 years	8 to 12 years of education	13 years of education or more	Less than 8 years	8 to 12 years of education	13 years of education or more
Male	1,740,233	9,278	5.3	7.2	4.1	2.0	3.6	2.1	1.0
25-29	306,015	571	1.9	2.9	1.7	0.5	5.7	3.3	1.0
30-34	293,279	518	1.8	2.2	1.6	0.7	3.0	2.2	1.0
35-39	249,830	516	2.1	2.7	1.9	0.8	3.5	2.5	1.0
40-44	223,741	642	2.9	3.6	2.7	1.0	3.6	2.7	1.0
45-49	190,594	968	5.1	6.5	4.0	2.5	2.6	1.6	1.0
50-54	191,102	1,438	7.5	8.2	7.8	3.6	2.3	2.2	1.0
55-59	162,790	2,129	13.1	14.8	11.8	6.4	2.3	1.8	1.0
60-64	122,882	2,496	20.3	21.4	21.0	10.6	2.0	2.0	1.0
Female	1,831,026	5,459	3.0	4.1	2.5	1.1	3.7	2.2	1.0
25-29	321,091	250	0.8	1.3	0.7	0.4	3.6	1.8	1.0
30-34	311,385	318	1.0	1.3	1.0	0.5	2.8	2.0	1.0
35-39	265,254	327	1.2	1.6	1.1	0.7	2.4	1.7	1.0
40-44	234,670	436	1.9	2.4	2.0	0.6	3.7	3.1	1.0
45-49	199,904	615	3.1	4.1	2.8	1.2	3.5	2.4	1.0
50-54	197,906	849	4.3	4.8	4.4	2.4	2.0	1.8	1.0
55-59	168,586	1,202	7.1	8.4	7.2	2.7	3.1	2.6	1.0
60-64	132,230	1,462	11.1	11.9	11.0	6.4	1.9	1.7	1.0

Sources: Elaborated by the author based upon Argentine National Census 2010 and Argentine Mortality Files-Vital Statistic 2010.

Table 6
Death Rates (per 1,000 population) and Mortality Ratios by educational attainment,
age groups and sex. Patagonia Region, Argentina. 2010

Sex and age	Popula- tion	Deaths	Total	Years of school completed					
				Deaths per 1,000 population			Mortality Ratio		
				Less than 8 years	8 to 12 years of education	13 years of education or more	Less than 8 years	8 to 12 years of education	13 years of education or more
Male	583,899	2,578	4.4	7.1	3.1	1.5	4.8	2.1	1.0
25-29	99,609	158	1.6	3.9	1.1	0.2	16.4	4.5	1.0
30-34	100,738	138	1.4	2.3	1.0	0.5	4.3	1.9	1.0
35-39	85,814	152	1.8	3.2	1.2	0.6	5.6	2.1	1.0
40-44	77,257	188	2.4	3.8	1.7	0.7	5.3	2.4	1.0
45-49	65,811	274	4.2	6.4	3.0	1.1	5.9	2.7	1.0
50-54	62,136	410	6.6	7.9	6.0	3.2	2.4	1.9	1.0
55-59	52,931	548	10.4	12.2	10.0	4.8	2.6	2.1	1.0
60-64	39,603	710	17.9	19.3	18.9	8.5	2.3	2.2	1.0
Female	585,306	1,370	2.3	3.9	1.8	0.9	4.5	2.1	1.0
25-29	97,869	54	0.6	2.0	0.4	0.1	16.2	3.1	1.0
30-34	100,982	80	0.8	1.4	0.7	0.3	5.3	2.5	1.0
35-39	86,022	95	1.1	1.4	1.3	0.5	2.9	2.8	1.0
40-44	78,187	110	1.4	1.6	1.6	0.9	1.9	1.8	1.0
45-49	66,603	146	2.2	3.1	2.2	0.8	3.9	2.8	1.0
50-54	61,760	227	3.7	4.2	4.1	1.7	2.5	2.4	1.0
55-59	52,610	286	5.4	7.1	4.7	2.3	3.1	2.1	1.0
60-64	41,273	372	9.0	10.5	6.1	6.7	1.6	0.9	1.0

Sources: Elaborated by the author based upon Argentine National Census 2010 and Argentine Mortality Files-Vital Statistic 2010.