

CAF - DOCUMENTO DE TRABAJO #2021/24

Primera versión: Diciembre 29, 2021 (actual)

La movilidad educativa intergeneracional en el siglo XX en América Latina y el Caribe

Lucila Berniell¹ | Cristian Bonavida² | Dolores de la Mata³ | Ernesto Schargrodsky⁴

¹Dirección de Investigaciones Socioeconómicas, CAF- banco de desarrollo de América Latina.
mberniell@caf.com

²Dirección de Investigaciones Socioeconómicas, CAF- banco de desarrollo de América Latina.
cbonavida@caf.com

³Dirección de Investigaciones Socioeconómicas, CAF- banco de desarrollo de América Latina.
mdelamata@caf.com

⁴Dirección de Investigaciones Socioeconómicas, CAF- banco de desarrollo de América Latina.
eschargrodsky@caf.com

En este trabajo aportamos nuevas mediciones de movilidad educativa intergeneracional para América Latina y el Caribe a partir de datos censales armonizados para 22 países. Producimos estimaciones de medidas de movilidad absolutas y relativas para cohortes nacidas entre 1930 y 2010. Las medidas absolutas muestran que la región experimentó una alta movilidad en la parte inferior de la distribución, aunque ciertos grupos de la población (hombres, grupos étnicos minoritarios y residentes en áreas rurales) se encuentran más rezagados. Se observan menos progresos teniendo en cuenta medidas de movilidad relativa, sin presentarse patrones claros según género o lugar de residencia. Existe convergencia entre áreas geográficas al interior de los países en métricas de movilidad relativa, aunque los resultados son mixtos según la métrica de movilidad absoluta considerada. Se realizan ejercicios de robustez para descartar sesgos por coresidencia y comparaciones con otras fuentes de información que permiten validar la fiabilidad de las métricas de movilidad calculadas a partir de censos.

KEYWORDS

Educación, Movilidad intergeneracional, América Latina, IPUMS, censos

Pequeñas secciones del texto, menores a dos párrafos, pueden ser citadas sin autorización explícita siempre que se cite el presente documento. Los resultados, interpretaciones y conclusiones expresados en esta publicación son de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es), y de ninguna manera pueden ser atribuidos a CAF, a los miembros de su Directorio Ejecutivo o a los países que ellos representan. CAF no garantiza la exactitud de los datos incluidos en esta publicación y no se hace responsable en ningún aspecto de las consecuencias que resulten de su utilización.

1 | INTRODUCCIÓN

El fenómeno de la expansión educativa de las últimas décadas en países en desarrollo, y particularmente para América Latina y el Caribe, está bien documentado (Berniell et al., 2016). Una pregunta abierta, sin embargo, refiere a qué ha implicado esta mayor cobertura educativa para relajar lazos intergeneracionales que restringen la formación de capital humano de las generaciones jóvenes. Si bien recientemente esta pregunta ha recibido una atención detallada para otras regiones (ver, por ejemplo, Alesina et al., 2021, para África), en el caso de América Latina y el Caribe, y con contadas excepciones (Neidhöfer et al., 2018, 2021; Torche, 2021), la evidencia es más bien limitada. Analizando la asociación del logro educativo a través de las generaciones, y cómo esa asociación difiere para distintos países o grupos de la población dentro de cada país, puede ayudar a entender si la notable expansión en la cobertura educativa se tradujo en mayores oportunidades para los hijos de padres en distintas partes de la distribución de años de educación.

En este trabajo aportamos nuevas mediciones de movilidad educativa intergeneracional para América Latina y el Caribe para las cohortes nacidas entre los años 1930 y 2010, utilizando censos de población para 22 países de la región.¹ Utilizamos los microdatos armonizados por el proyecto **IPUMS Internacional (IPUMS-I)** que cubren todos los censos realizados entre 1960 y 2010. Construimos medidas de movilidad absoluta y relativa por país, cohorte de nacimiento y para diferentes subgrupos de la población: hombres y mujeres, grupos étnicos y lugar de residencia (urbano/rural). Adicionalmente, explotamos la riqueza de la información de IPUMS-I para calcular indicadores de movilidad educativa a nivel de pequeñas áreas geográficas, que se corresponden generalmente con los gobiernos del nivel administrativo más bajo en cada país (municipios, departamentos, etc.), y también analizamos la evolución de la dispersión geográfica de esos indicadores a través del tiempo. Para vincular información entre generaciones a partir de datos censales, el análisis debe restringirse a padres e hijos que corresiden en el mismo hogar. Para mitigar potenciales sesgos por coresidencia (Emran et al., 2018), nuestro análisis se enfoca en hijos de hasta 25 años de edad, una edad suficiente para haber completado el ciclo típico de educación formal pero no tan avanzada en cuanto a las chances de dejar de convivir con los padres.

Entre las medidas de movilidad absoluta, nos enfocamos en las que captan movilidad ascendente de los grupos más vulnerables. Específicamente, calculamos dos tipos de transiciones: la probabilidad de que hijos de padres que no terminaron la primaria sí la terminen (como en Alesina et al., 2021) – medida que denominamos movilidad absoluta en primaria–, y la probabilidad de que hijos de padres que no terminaron la secundaria sí la terminen (como en Neidhöfer et al., 2018)–medida que denominamos movilidad absoluta en secundaria. El foco en secundaria es de mayor relevancia para América Latina, donde la educación primaria ha alcanzado hace tiempo una cobertura casi universal en la mayoría de los países, en claro contraste con las bajas tasas de graduación en educación secundaria (Bassi et al., 2015).

En cuanto a la movilidad relativa, calculamos métricas estándar de persistencia intergeneracional: la pendiente de la regresión entre años de educación de los hijos y de los padres (coeficiente beta), el coeficiente de correlación de Pearson entre ambas variables (coeficiente de correlación), y la pendiente de regresión de los *rankings* en la distribución de los años de educación de padres e hijos (coeficiente *rank-rank*) (Chetty et al., 2014; Neidhöfer et al., 2018).

¹Los países incluidos en el análisis son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Haití, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Perú, Puerto Rico, Paraguay, República Dominicana, Trinidad y Tobago, Uruguay y Venezuela. La cobertura de cohortes varía país a país. Solo en el caso de México es posible cubrir hasta la cohorte nacida en la década de los 2000.

Comenzamos el análisis explorando la evolución del nivel educativo de la población a lo largo de todo el siglo XX. En este período de grandes avances en el acceso a la educación básica pueden distinguirse dos patrones: primero, un aumento acelerado de la cobertura en la educación primaria desde las cohortes nacidas en 1940 en adelante; segundo, un aumento importante en la cobertura de educación secundaria desde las cohortes nacidas en 1950 en adelante, pero con un marcado estancamiento en las últimas cohortes, entre las que prevalece un alto porcentaje de la población (50% en promedio para la región) que no completa este nivel educativo. En el período analizado, la región también experimentó un aumento de la fracción de personas con nivel educativo terciario o universitario completo. Sin embargo esta expansión fue notablemente menor a la de los niveles básicos y se dio de manera despareja entre países.

Luego documentamos la evolución de las diversas medidas de movilidad educativa intergeneracional. Nuestros resultados indican como patrón común en todos los países de la región un incremento sostenido de la movilidad absoluta ascendente a lo largo de las cohortes entre los grupos más vulnerables de la población. Sin embargo, los resultados para la movilidad absoluta en primaria difieren de la movilidad absoluta en secundaria, la cual es sustancialmente menor a la primera. Este resultado es consistente con la universalización que alcanzó la cobertura de educación primaria en la mayoría de los países de la región en oposición a los todavía baja terminalidad en educación secundaria.

De manera consistente con la expansión educativa en la cola baja de la distribución, encontramos que el valor promedio del coeficiente beta para los países analizados pasó de 0,7 para la cohorte nacida en la década de 1930 a 0,25 para la cohorte nacida en la década de 1990. Sin embargo, cuando se toman en cuenta los coeficientes de correlación y el de *rank-rank* la movilidad relativa no parece haber mejorado tanto a lo largo de las cohortes. El coeficiente *rank-rank* pasó de un valor de 0,58 para la cohorte de 1930 a un valor de 0,42 para la cohorte de 1990. Además, analizando con mayor desagregación la movilidad en *rankings* a través de toda la distribución, encontramos que existen importantes no linealidades en algunos países, en particular una mayor persistencia en la cola alta.

Al calcular las medidas de movilidad educativa a nivel de pequeñas áreas geográficas, encontramos que en todos los países de la región las dispersiones intra-país en la movilidad absoluta en primaria y en la movilidad relativa se han reducido en el tiempo. Sin embargo, la convergencia intra-país no es clara en el caso de la movilidad absoluta en secundaria, ya que al interior de varios países la dispersión de esta métrica parece incrementarse en el tiempo.

Nuestros resultados muestran patrones distintivos en la evolución de la movilidad educativa intergeneracional según el género de los hijos, su etnia y el lugar de residencia (urbano o rural y por tamaño de ciudad) indicando que aún existen importantes brechas de oportunidades educativas entre grupos específicos de la población. Encontramos que la movilidad absoluta intergeneracional es sistemáticamente menor para los hombres, para grupos étnicos minoritarios (afrodescendientes e indígenas) y para quienes residen en zonas rurales, especialmente en educación secundaria. Las diferencias entre grupos no son tan claras, en cambio, cuando se toman en cuenta medidas de movilidad relativa.

Finalmente, para despejar la preocupación sobre la posibilidad de que nuestras estimaciones estén sesgadas por la selección de la muestra basada en padres e hijos convivientes, hacemos dos tipos de análisis. Por un lado, realizamos ejercicios de robustez de nuestras medidas de movilidad absoluta restringiendo la muestra a edades de los hijos que minimizan la pérdida de representatividad de la población bajo análisis. Los resultados muestran que el sesgo de cohabitación no sería una preocupación en nuestras estimaciones iniciales de movilidad absoluta. Por otro lado, comparamos tanto las métricas de movilidad absoluta como relativas con las obtenidas en otros estudios basados en encuestas de hogares (Neid-

[höfer et al., 2021](#); [GDIM, 2020](#); [Van Der Weide et al., 2021](#)), las cuales no sufren de sesgos de coresidencia ya que la información sobre la educación de los padres está disponible para todos los entrevistados y no solo para coresidentes. Mostramos que la tendencia por cohorte en las distintas métricas de movilidad es similar, independientemente de la fuente de información utilizada. Encontramos que existen algunas diferencias en niveles según la fuente. En particular, las métricas de movilidad absoluta calculadas con censos son levemente inferiores en algunos países a las obtenidas a partir de las otras fuentes. Por el contrario, no hay un patrón tan claro al comparar las medidas de movilidad generadas con distintas fuentes de información. Se destaca la similitud en muchos países en los valores del coeficiente beta obtenidos desde distintas fuentes de información.

Este trabajo realiza tres contribuciones a la literatura sobre la movilidad educativa intergeneracional. En primer lugar, provee nuevas mediciones de movilidad absoluta ascendente y de movilidad relativa para 22 países de América Latina y el Caribe a partir de datos censales. Las escasas fuentes de información disponibles en países en desarrollo en general, y en América Latina y el Caribe en particular, han limitado los avances en la medición de la movilidad intergeneracional, la cual hasta ahora, y con la excepción de [Muñoz Saavedra \(2021\)](#) quien también utiliza datos de IPUMS, solo había sido analizada a partir de encuestas de hogares ([Neidhöfer et al., 2018, 2021](#); [Torche, 2021](#)). En algunos casos, estas encuestas están exentas del problema de coresidencia² pero adolecen de los problemas que conlleva la recolección de información sobre educación de los padres usando preguntas retrospectivas.³ En segundo lugar, comparamos de manera detallada la evolución de las distintas métricas de movilidad calculadas a partir de censos y de encuestas de hogares disponibles en [Neidhöfer et al. \(2021\)](#) y [GDIM \(2020\)](#) y mostramos que las medidas obtenidas son similares, especialmente su evolución a través de las cohortes. Estos resultados indican que los censos de población, que están disponibles para casi la totalidad de países, son una fuente fiable para estimaciones de la evolución de la movilidad intergeneracional educativa. Además, nuestro trabajo complementa el de [Muñoz Saavedra \(2021\)](#), que utiliza censos para reproducir las medidas absolutas analizadas en [Alesina et al. \(2021\)](#), no solo al incluir las comparaciones con estudios basados en encuestas de hogares sino también al incluir una mayor variedad de métricas de movilidad, incluyendo las de movilidad relativa. En tercer lugar, la riqueza y tamaño de los datos censales nos permiten un análisis más pormenorizado de heterogeneidades para ciertos subgrupos de la población (por género, etnia y lugar de residencia) que, por limitaciones de los datos, no fueron analizados en profundidad en la literatura previa. Adicionalmente, la disponibilidad de datos geolocalizados a un nivel muy desagregado y estandarizado a través del tiempo nos permite documentar patrones de convergencia o divergencia entre regiones de un mismo país.

2 | DATOS Y MEDIDAS DE MOVILIDAD EDUCATIVA INTERGENERACIONAL

En este trabajo utilizamos información de los censos de población de 22 países de América Latina y el Caribe (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Haití, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Perú, Puerto

²Este es el caso de las estimaciones derivadas de la encuesta Latinobarómetro ([Neidhöfer et al., 2018, 2021](#)), que recoge la información sobre la educación de la generación anterior a través de preguntas de tipo retrospectivas, hechas a los respondientes de la encuesta en relación a la educación máxima alcanzada por su madre.

³Esta estrategia de recolección de información puede inducir sesgos diferentes al de coresidencia, por ejemplo, el conocido como *recall bias*.

Rico, Paraguay, República Dominicana, Trinidad y Tobago, Uruguay y Venezuela) realizados entre las décadas de 1960 y 2010 (Tabla 1). Empleamos las bases de microdatos a nivel individual armonizadas por el proyecto IPUMS Internacional (IPUMS-I). Las bases de IPUMS-I consisten en muestras aleatorias de los censos oficiales de cada país y cubren entre un 5 y un 10% de la población total. A partir de esta información computamos métricas de movilidad educativa para las cohortes nacidas entre las décadas de 1930 y 2010 en cada uno de los países. Las cohortes se reportan agrupadas cada 10 años.

TABLE 1 Censos disponibles por países

Países	Década 2010	Década 2000	Década 1990	Década 1980	Década 1970	Década 1960
Argentina	2010	2001	1991	1980	1970	1960
Bolivia	2012	2001	1992	-	1976	-
Brasil	2010	2000	1991	1980	1970	1960
Chile	-	2002	1992	1982	1970	1960
Colombia	-	2005	1993	1985	1973	1964
Costa Rica	2011	2000	-	1984	1973	1963
Ecuador	2010	2001	1990	1982	1974	1962
El salvador	-	2007	1992	-	-	-
Guatemala	-	2002	1994	-	-	-
Haiti	-	2003	-	1982	1971	-
Honduras	-	2001	-	1988	1974	1961
Jamaica	-	2001	1991	1982	-	-
México	2015/2010	2005/2000	1995	-	1970	1960
Nicaragua	-	2005	1995	-	1971	-
Panamá	2010	2000	1990	1980	1970	1960
Paraguay	-	2002	1992	1982	1972	1962
Perú	-	2007	1993	-	-	-
Puerto Rico	2010	2000	1990	1980	1970	-
Rep. Dom	2010	2002	-	1981	1970	1960
Trinidad and Tobago	2011	2000	1990	1980	1970	-
Uruguay	2011	2006	1996	1985	1975	1963
Venezuela	-	2001	1990	1981	1971	-

Los bases de IPUMS-I contienen dos variables armonizadas sobre el logro educativo individual que permiten la comparación internacional. Por un lado, se cuenta con una variable que recoge el máximo nivel educativo alcanzado por el individuo, dividido en 4 categorías (menos que primaria completa, primaria completa, secundaria completa y universitario completo). Por otro lado, está disponible una variable que recoge el número de años de educación formal recibida (contando desde la educación primaria). Esta variable alcanza valores de hasta 17 o 19 años de educación en la mayoría de los países, con la excepción de Perú y Colombia en años específicos (ver Tabla A.2 en el Apéndice).

Los datos censales permiten vincular la educación de padres e hijos que conviven en el mismo hogar.⁴ En el caso de disponer de información del nivel educativo tanto de la madre como del padre, en nuestras estimaciones consideramos el nivel educativo máximo entre ambos padres, siguiendo la forma en que comúnmente se instrumenta la medición de la movilidad educativa en la literatura. Tal como se describe en Torche

⁴En caso de no estar presentes los padres en el hogar, identificamos a un miembro del mismo hogar que pertenezca a una generación anterior a la del niño o joven. Específicamente, buscamos al miembro del hogar con el mayor nivel educativo que sea entre 15 y 40 años mayor que el niño o joven, siguiendo una regla de asignación que tiene en cuenta el tipo de relación del niño con los diferentes miembros del hogar. Este procedimiento se describe en mayor detalle en el Apéndice.

(2014), las oportunidades educativas que los padres pueden brindar a sus hijos están muy influenciadas por el nivel más alto de capital humano dentro de la familia. No obstante, todos los resultados son robustos a considerar alternativamente la educación del padre o la madre.

La restricción de la muestra a padres e hijos que conviven puede conllevar un posible sesgo de selección (Emran et al., 2018) en las medidas de movilidad.⁵ Para mitigar este potencial sesgo, la muestra se restringe a hijos de entre 13 a 25 años de edad que conviven con sus padres al momento de la realización del censo. Los grandes tamaños muestrales de las bases de IPUMS-I nos permiten hacer ejercicios de robustez sobre este posible sesgo de coresidencia, por ejemplo, acotando la muestra a edades de los individuos tales que las tasas de coresidencia con los padres sean lo suficientemente altas pero para edades suficientemente avanzadas como para haber completado el ciclo educativo formal bajo análisis.⁶ La sección 6 presenta una discusión más detallada sobre este tema y muestra que nuestros resultados no se ven afectados de manera significativa por restringirse a individuos jóvenes conviviendo con sus padres.⁷

Una de las ventajas de los censos armonizados para el estudio de la movilidad educativa intergeneracional es que brindan la posibilidad de reconstruir la evolución de la movilidad educativa para individuos nacidos durante un prolongado período de tiempo, que en nuestro caso abarca 80 años (1930-2010), cubriendo además un gran número de países de América Latina y el Caribe, cosa imposible desde otras fuentes de datos. Además, el tamaño y la representatividad de los censos posibilitan obtener estimaciones precisas para subgrupos poblacionales, permitiendo estudiar de manera detallada tanto los patrones de movilidad a nivel regional como las diferencias en estos patrones según características específicas de los individuos (como género, etnia y lugar de residencia, entre otros). El análisis de estas características habilita a explorar más profundamente algunos determinantes y posibles canales de transmisión intergeneracional de distintos aspectos del bienestar individual.

⁵La convivencia con los padres puede interactuar con las decisiones educativas y de participación en el mercado laboral, así como también con el desempeño en ambas esferas (por ejemplo, el rendimiento escolar).

⁶Las tablas A.3 y A.4 del Apéndice muestran que las tasas de cohabitación padres-hijo para hijos de entre 13 a 18 años, supera en todos los países y años el 80%, mientras que estos porcentajes varían entre el 50% y el 83% para hijos de entre 18 y 25 años. Se observa una tendencia temporal en todos los países hacia una mayor cohabitación padres e hijos en esta franja etaria. La Tabla A.8 muestra que los individuos de entre 18 y 25 años que conviven con sus padres suelen ser, en promedio y en todos los censos y países, más jóvenes (alrededor de 1,2 años, tanto para hombres como para mujeres, promediando todos los países y años) y tienen más años de educación (aproximadamente 1,25 años para mujeres y 0,7 años para hombres, promediando todos los países y años) que individuos de la misma edad que no conviven con sus padres. Entre los hombres, quienes conviven con sus padres tiene menor probabilidad de estar trabajando (12 puntos porcentuales menos, promediando todos los años y países). Entre las mujeres no hay un patrón tan claro en esta última característica.

⁷Los trabajos de Neidhöfer et al. (2021) y Narayan et al. (2018) sugieren que el sesgo de cohabitación en las medidas de movilidad educativa cuando la muestra de hijos que convive con sus padres se restringe a estas franjas etarias tienden a ser moderados o bajos. Ambos trabajos utilizan encuestas de hogares (Neidhöfer et al., 2021 para países de América Latina, Narayan et al., 2018 para diversos países del mundo) que cuentan con información retrospectiva sobre la educación de los padres de todos los encuestados, independientemente de la convivencia, lo que les permite ejercicios en los que las medidas de movilidad se computan alternativamete para toda la población y para la muestra restringida de padres e hijos convivientes. En ambos estudios se concluye que los sesgos de cohabitación son moderados. En cuanto a la dirección (signo) del sesgo, los resultados son mixtos.

2.1 | Medidas de movilidad educativa intergeneracional

2.2 | Movilidad absoluta

En primer lugar, se analizan medidas de movilidad absoluta ascendente, en particular, la probabilidad de que los hijos alcancen cierto nivel educativo mínimo, condicional en el logro educativo de sus padres. Nos centramos en la probabilidad que tienen las personas de entornos sociales desaventajados de superar el logro educativo de sus padres, calculando dos tipos de transiciones: la probabilidad de que hijos de padres que no terminaron la primaria sí la terminen (al igual que el trabajo de [Alesina et al., 2021](#) para África), y la probabilidad de que hijos de padres que no terminaron la secundaria sí la terminen (como en [Neidhöfer et al., 2018](#) y [Neidhöfer et al., 2021](#)). Estas transiciones pueden expresarse como

$$IM_{ic}^x = \text{Prob}(y_{ic}^H \geq x \mid y_{ic}^P < x), \quad (1)$$

donde y_{ic}^H representa el nivel educativo del hijo i de la cohorte c , y_{ic}^P el máximo nivel educativo alcanzado por sus padres y x el nivel primario completo o secundario completo, respectivamente.

Como se mencionó anteriormente, para minimizar los potenciales sesgos de cohabitación, la primera medida (x =primaria completa) se computa considerando solamente la submuestra de hijos que tienen entre 13-18 años cuyos padres no completaron la educación primaria, mientras que para la segunda medida (x =secundaria completa) se consideran a los hijos de entre 18-25 años cuyos padres no finalizaron la secundaria. Estas medidas se calculan para todos los países y por cohorte de nacimiento de los hijos, agrupadas en rangos de 10 años. De aquí en adelante llamaremos movilidad en primaria y movilidad en secundaria, respectivamente, a cada una de estas medidas.

Una medida de movilidad intergeneracional absoluta que aumente en el tiempo sería indicativa de que los hijos de padres de bajo nivel educativo tienen cada vez mayores oportunidades de acceder a, y finalizar, un escalón más del sistema educativo respecto del cual accedió la generación anterior. El foco en la movilidad ascendente absoluta de la cola baja en la distribución de niveles educativos (principalmente entre hijos de padres que no terminaron la secundaria) es un aspecto de la movilidad muy relevante en América Latina y el Caribe. Aún entre las generaciones más jóvenes, un porcentaje muy importante de personas no culmina la educación secundaria, lo cual es también un importante predictor de los ingresos y de otros aspectos del bienestar en general. Por lo tanto, conocer si las personas que enfrentan estas circunstancias desfavorables –padres poco educados– lograron superar la educación de sus padres, da luces sobre los cambios en la igualdad de oportunidades en la región.

2.3 | Movilidad relativa

En segundo lugar, se analizan diversas medidas que resumen el nivel de asociación entre la educación de los hijos y la de sus padres. Una de las medidas más ampliamente utilizadas para medir la persistencia intergeneracional (falta de movilidad) es el coeficiente de la pendiente de una regresión lineal (coeficiente beta) ente los años de educación de los hijos y de los padres

$$\text{edu}_i^H = \alpha + \beta \times \text{edu}_i^P + u_i, \quad (2)$$

donde y_{ic}^H representa los años de educación del hijo i de la cohorte c , e y_{ic}^P los años de educación máximos alcanzado por sus padres. Estas medidas se computan por país y cohorte de nacimiento, considerando la muestra de hijos de entre 18 y 25 años de edad.

El coeficiente β indica cuántos años adicionales de educación tienen, en promedio, los hijos por cada año adicional de educación de sus padres. Un menor valor de β indica una mayor movilidad intergeneracional, es decir, una menor dependencia del origen familiar. Una limitación de este coeficiente como medida resumen de la movilidad intergeneracional es que puede ser sensible a cambios estructurales que modifican la varianza en la distribución de años de educación de la generación de padres y de la de hijos. Debido al importante aumento en cobertura educativa que experimentó la región, y que fue alterando la varianza en la distribución de años de educación de las cohortes sucesivas, calculamos también el coeficiente de correlación de Pearson entre años de educación de padres e hijos, el cual controla por cambios en la desigualdad en la distribución de años de educación entre generaciones. Esto es así ya que el coeficiente de correlación puede expresarse como

$$\text{Corr} = \beta \times \frac{\sigma^P}{\sigma^H}. \quad (3)$$

Por último, estimamos una regresión similar a la de la ecuación (2) pero que en lugar de los años de educación considera la posición en el *ranking* (percentil) que ocupan padres e hijos en la distribución de años de educación de su respectiva generación. A la pendiente en esa regresión la denominamos coeficiente *rank-rank* (Chetty et al., 2014). Para calcular los *rankings* que ocupan padres e hijos en la distribución de años de educación de su generación respectiva, utilizamos información de todo el universo de individuos de una cohorte de nacimiento determinada (no solo los incluidos en la muestra).

3 | EXPANSIÓN EDUCATIVA EN AMÉRICA LATINA

Comenzamos el análisis explorando la evolución del nivel educativo en América Latina y el Caribe para las cohortes nacidas entre los años 1900 y 2000. El Gráfico 1 muestra la distribución del logro educativo promedio para la región, según el máximo nivel educativo alcanzado, para cada cohorte. Es notoria la importante expansión de la cobertura educativa que experimentó la región a lo largo de estas cohortes, especialmente en educación primaria y secundaria.⁸

El aumento en la cobertura de educación primaria ha sido sostenido a lo largo de todo el período, hasta alcanzar una cobertura casi universal. Mientras que en las cohortes nacidas a principios del siglo XX casi un 80% de las personas no finalizaba la educación primaria, al terminar el siglo este porcentaje se había reducido a solo el 5%. Los aumentos más acelerados en la cobertura de primaria se vieron recién a partir de las cohortes nacidas desde 1940 en adelante. Entre esa cohorte y la de 1960 el porcentaje de personas que no finalizaba el nivel primario se redujo prácticamente a la mitad, pasando del 58% al 30%.

Por su parte, en el nivel secundario la graduación mejoró notablemente a partir de los nacidos en la década de 1950 y hasta los nacidos en la década de 1980. La proporción de la población que alcanzó como máximo este nivel educativo se duplicó entre las cohortes de 1950 a 1980, pasando de un 17% a un 32%, aproximadamente. Considerando a todos los que al menos completaron la educación secundaria (sumando a quienes tienen secundaria completa y quienes tienen terciaria/universitaria completa), estos porcentajes pasaron del 25% en la cohorte de 1950 al 47% en la década de 1980. La cohorte de 1990 marca un

⁸La Tabla A.1 en el Apéndice muestra en detalle los porcentajes.

estancamiento en la expansión de la cobertura de educación secundaria. En esta cohorte, el 50% no ha logrado completar este nivel educativo.

La expansión en la cobertura de educación terciaria/universitaria se ha dado al mismo ritmo que la de la educación secundaria. Tal es así que el porcentaje de personas que completaron educación terciaria o universitaria sobre el total de personas que al menos completaron la educación secundaria, se mantuvo constante en torno al 30% en las cohortes nacidas entre las décadas de 1920 y 1980. A diferencia de la educación secundaria, la cobertura de la educación terciaria/universitaria se siguió expandiendo en la última cohorte, en la cual el 18% completó este nivel educativo (equivalente al 36% de todos los que culminaron la educación secundaria).

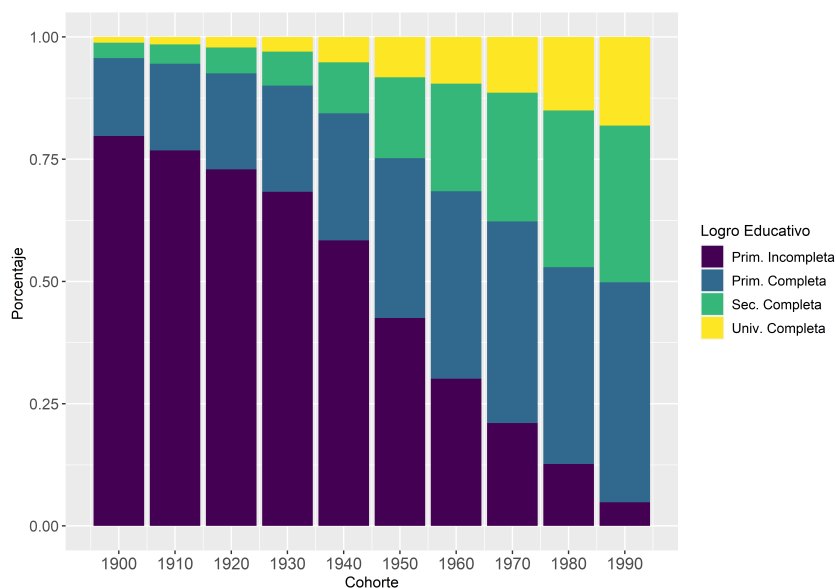


FIGURE 1 Distribución del máximo nivel educativo alcanzado por cohorte de nacimiento, promedio ponderado para países de América Latina y el Caribe.

Nota: La muestra es representativa de toda la población de 25 años o más en los 22 países de América Latina seleccionados. Los valores se computaron para el pool de datos que agrega a todos los países de la región.

Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.

El Gráfico 2 reproduce el análisis para los 22 países por separado, y muestra en cada caso un patrón general consistente con lo observado para la región como un todo. Sin embargo, hay algunas diferencias que vale la pena destacar. La mejora en el logro educativo primario como máximo nivel alcanzado es muy grande en varios países que comenzaron con una proporción elevada de población con bajo o nulo nivel educativo, como en los casos de Bolivia, Brasil, Costa Rica, Ecuador, República Dominicana, México, Panamá, Perú y Venezuela. Sin embargo, esta expansión ha sido notablemente menor en otros países que también comenzaron rezagados, tal es el caso de Guatemala, El Salvador, Honduras, Haití y Nicaragua.

En el caso de la educación secundaria, los avances han sido también dispares entre países, con casos como los de Jamaica, Perú, Puerto Rico y Trinidad y Tobago con los mayores avances, y casos como los países de América Central (exceptuando Costa Rica), Haití y Paraguay con avances más magros. En educación superior se destacan los avances para las cohortes más jóvenes en países como Bolivia, Colombia, Costa Rica y Panamá.

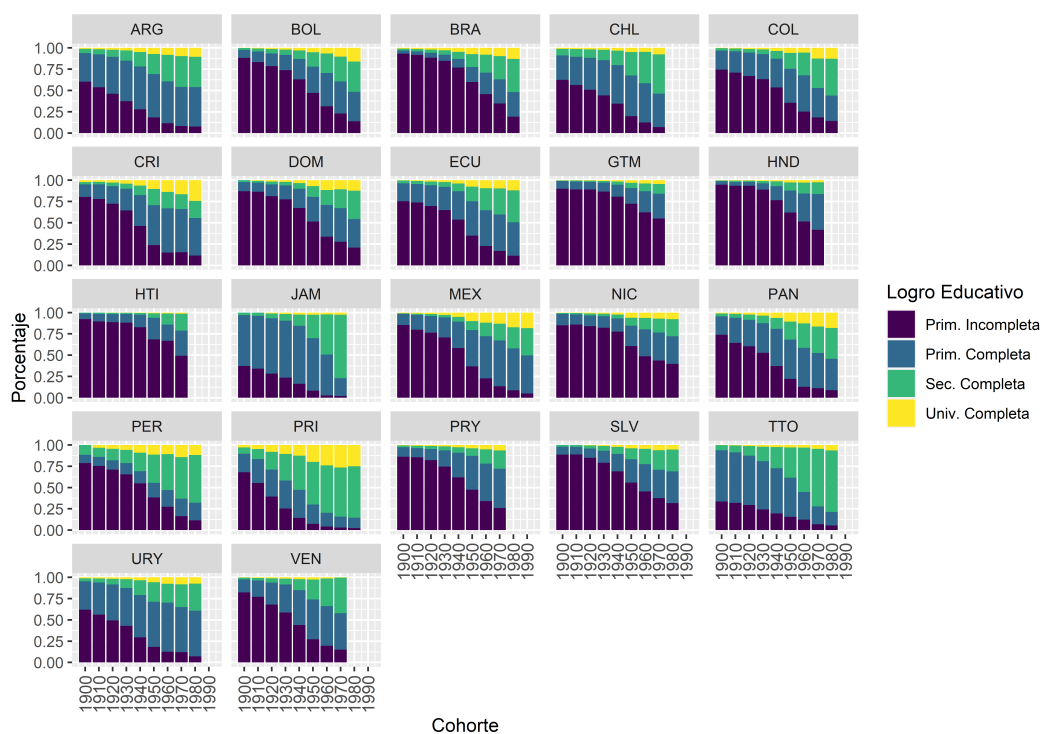


FIGURE 2 Distribución del máximo nivel educativo alcanzado por cohorte de nacimiento, por país.

Nota: La muestra es representativa de toda la población de 25 años o más en cada uno de los 22 países de América Latina seleccionados.

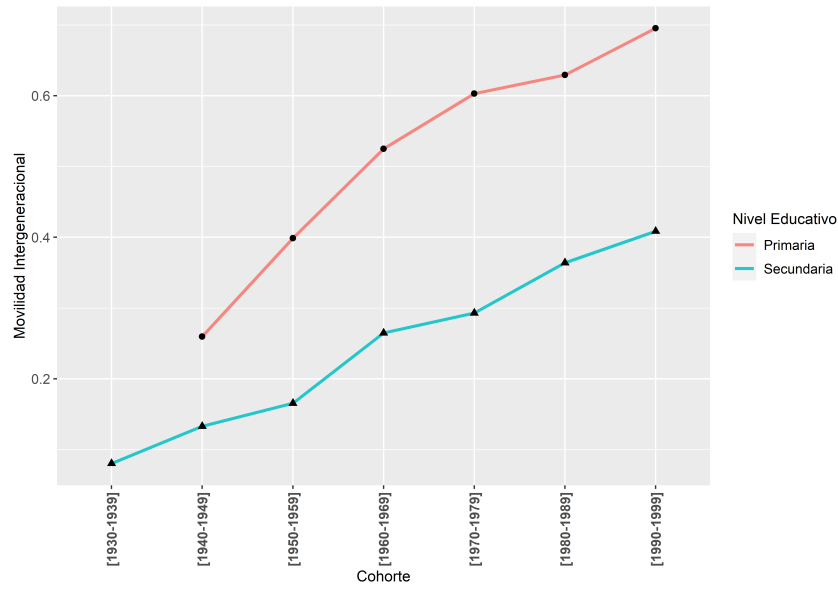
Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.

4 | MOVILIDAD EDUCATIVA

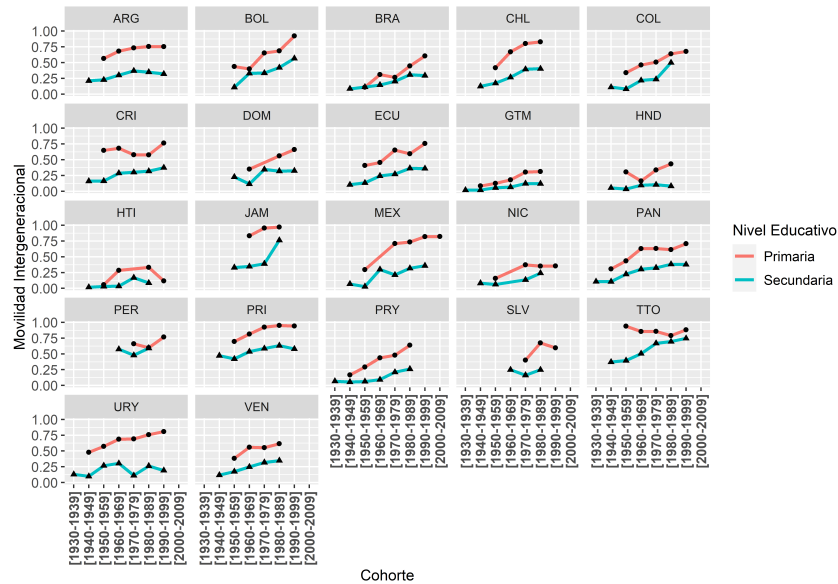
4.1 | Movilidad absoluta ascendente

El Gráfico 3 presenta la evolución de la movilidad educativa ascendente en sus definiciones para primaria y secundaria, siguiendo la expresión (??), para el promedio de los 22 países seleccionados de América Latina (3a) y para cada uno de ellos por separado (3b).

Esta evidencia muestra un incremento sostenido en la movilidad educativa de personas provenientes de entornos más desaventajados. El patrón se verifica tanto en la probabilidad de terminar la primaria para aquellas personas cuyos padres no lograron terminarla, como para la probabilidad de terminar la secundaria para aquellas personas cuyos padres no la terminaron. Sin embargo, mientras que la fracción de hijos que logran terminar la primaria cuando sus padres no la finalizaron supera el 60% en las últimas tres cohortes, la fracción de hijos que logran terminar la secundaria cuando sus padres no la finalizaron solo roza el 40% en la generación nacida en los '80. Gracias a la cobertura casi universal en educación primaria en la región, el 70% de los latinoamericanos de la última cohorte analizada, cuyos padres no cuentan con ese nivel educativo, lograron terminar la primaria. A pesar de la amplia heterogeneidad regional en los valores de estos dos indicadores, que puede observarse en el Gráfico 3b, el patrón común en todos los países de la región es una mayor movilidad en primaria que en secundaria.



(a) Promedio



(b) Por país

FIGURE 3 Evolución de movilidad educativa absoluta en primaria y secundaria, promedio simple para América Latina y el caribe y por país.

Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.

Gracias a la disponibilidad de fuentes de información con gran cantidad de datos, como censos o registros administrativos, un importante número de trabajos ha documentado la gran heterogeneidad entre pequeñas áreas geográficas al interior de los países. Los hallazgos de esta literatura son consistentes con la idea de que no solo las características familiares abren oportunidades para la movilidad social, sino que también el entorno es un fuerte condicionante de las oportunidades individuales (Chetty et al., 2014; Alesina, 2021; Muñoz, 2021). Utilizando información sobre la geolocalización de los individuos en los censos de IPUMS –pequeñas áreas geográficas equivalentes en la mayoría de los casos

al nivel de gobierno subnacional de menor nivel— calculamos las medidas de movilidad absoluta dentro de cada país a niveles geográficos pequeños y luego analizamos como ha evolucionado la variabilidad en esos indicadores dentro de país.

Como es de esperar en el contexto de un proceso de universalización de la cobertura educativa, la dispersión geográfica de la medida de movilidad educativa primaria al interior de los países se ha reducido en el tiempo. Esto se muestra en el Gráfico 4a, donde cada línea gris representa la varianza del indicador al interior de cada país, y la línea negra refleja el un promedio simple a nivel de la región. Esta convergencia no parece estar ocurriendo, sin embargo, en términos de la movilidad absoluta en educación secundaria. El Gráfico 4b muestra que en la mayoría de los países la dispersión intra-país ha sido estable e incluso creciente lo largo de las cohortes. Este fenómeno daría cuenta de un grado creciente de asimetría en las oportunidades en distintas regiones a pesar de la (moderada) expansión educativa en la cobertura de educación secundaria que experimentaron los países de la región.

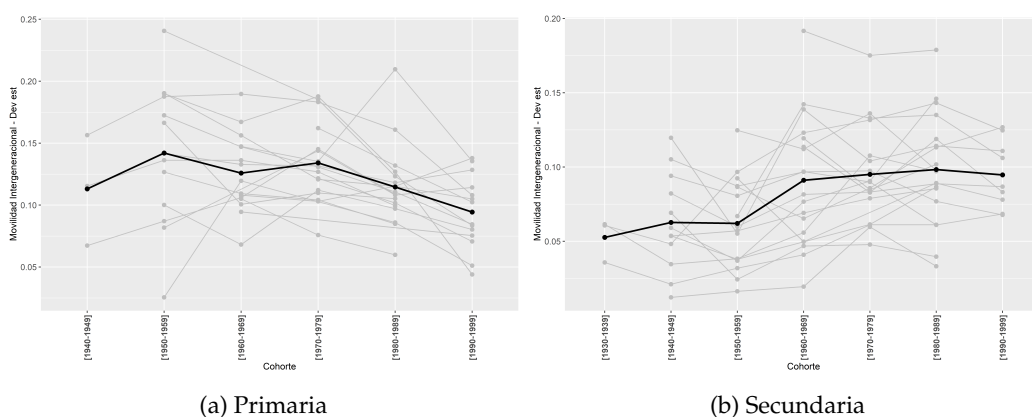


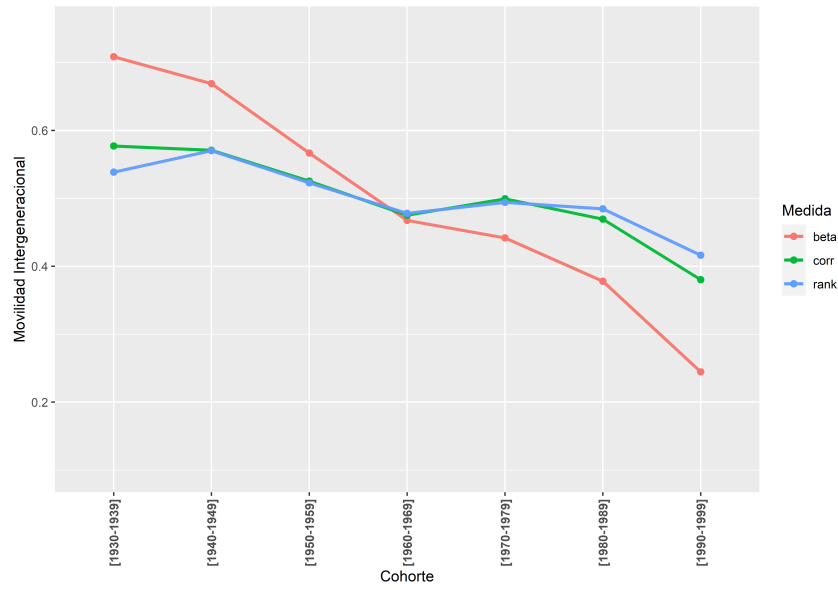
FIGURE 4 Evolución de dispersión intraregional de la movilidad educativa absoluta, promedio simple de la región y por país.

Nota: La línea negra representa el promedio simple para los 22 países seleccionados de América Latina mientras que las líneas en gris los valores por país.

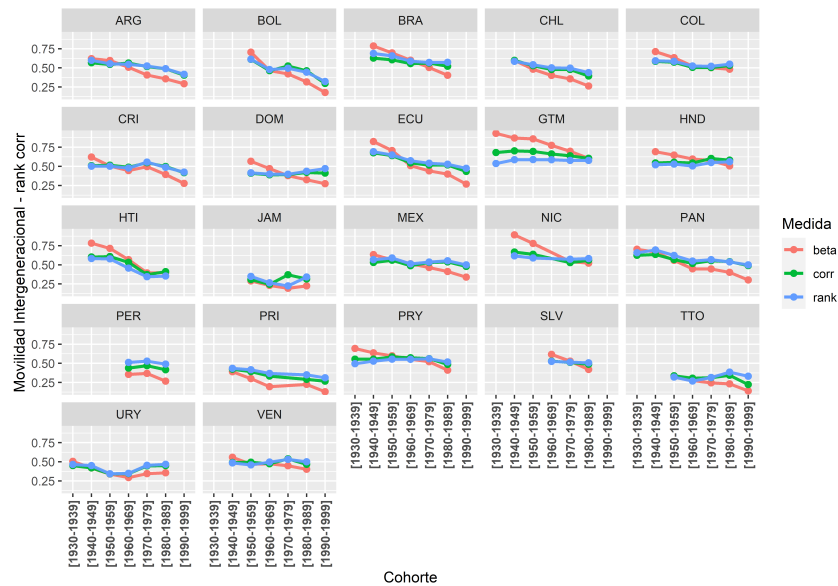
Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.

4.2 | Movilidad relativa

El Gráfico 5 presenta la evolución por cohorte de las tres medidas de movilidad relativa (coeficiente beta, coeficiente de correlación y coeficiente rank-rank) para el promedio de los 22 países y para cada país o separado. Los últimos dos coeficientes permiten analizar la evolución de la movilidad relativa independientemente de los cambios en los niveles de desigualdad entre una generación y otra. Se observa que mientras que la caída en la persistencia intergeneracional es más pronunciada cuando se considera como métrica de movilidad el coeficiente beta, un panorama de relativo estancamiento emerge utilizando las métricas de correlación entre los años de educación y entre rankings en la posición relativa de padres e hijos. El estancamiento en estos indicadores solo se revierte para las cohortes nacidas después de 1980. Estos resultados son consistentes con los hallazgos de Neidhöfer et al. (2018) y Neidhöfer et al. (2021), quienes encuentran el mismo patrón utilizando información de la encuesta Latinobarómetro y otras encuestas de hogares. Esta regularidad está presente en los 22 países de la región analizados (Gráfico ??): la evolución de la movilidad relativa que se infiere del coeficiente de correlación entre rankings es mucho más baja que la que se infiere de las otras medidas.



(a) Promedio



(b) Por país

FIGURE 5 Evolución de movilidad educativa relativa (beta, correlación y *rank-rank*). Promedio simple para América Latina y el Caribe y por país.

Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.

El Gráfico 6 muestra en mayor detalle la relación entre el ranking de los padres y el ranking de los hijos en las respectivas distribuciones de años de educación de su generación, para la cohorte nacida entre 1980 y 1989. En particular, este gráfico muestra, para cada percentil de la distribución de educación de los padres, el ranking promedio alcanzado por los hijos en su generación. En una sociedad completamente móvil en términos relativos, la línea ajustada debería coincidir con una recta horizontal en el percentil 50. Desvíos de esta recta horizontal son reflejo de una menor movilidad. El extremo de una perfecta inmovilidad sería una recta de 45 grados. En todos los países la línea de ajuste está entre

medio de estas dos situaciones extremas y muestra una pendiente bastante pronunciada.

A su vez, el gráfico permite ver que en algunos países la relación lineal entre el ranking de padres e hijos como medida resumen de la persistencia intergeneracional puede forzar una relación que en realidad es no lineal en los extremos de la distribución, especialmente en el extremo más alto (25% más alto). Estas no linealidades implican que los hijos de padres más aventajados tienen sustancialmente más chances de tener hijos que permanezcan en posiciones altas de la distribución de educación que las predichas por un modelo lineal. Algunos ejemplos en donde este patrón se ve con más claridad son Brasil, República Dominicana, Guatemala, Honduras, Jamaica, Nicaragua, Perú, Trinidad y Tobago y Uruguay.

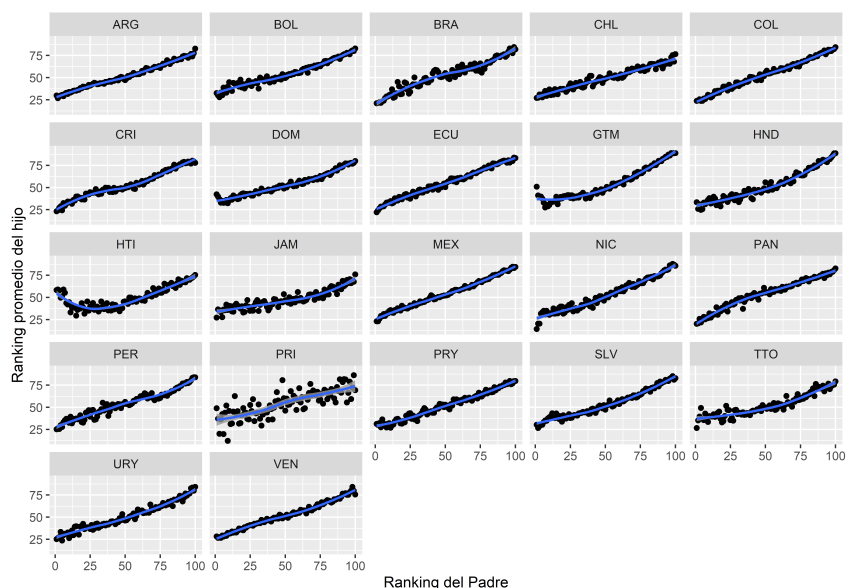


FIGURE 6 Correlación *rank-rank*. Cohorte 1980.

Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.

Por su parte, en las medidas de movilidad relativa se ha dado un proceso de convergencia en el tiempo al interior de los países. Esto se observa en el Gráfico 7, donde cada línea gris representa la varianza de la medida de movilidad relativa calculada a nivel de pequeñas áreas geográficas, y la línea negra muestra el promedio simple a nivel de la región. La dispersión intra-país ha caído fuertemente a lo largo de las cohortes.

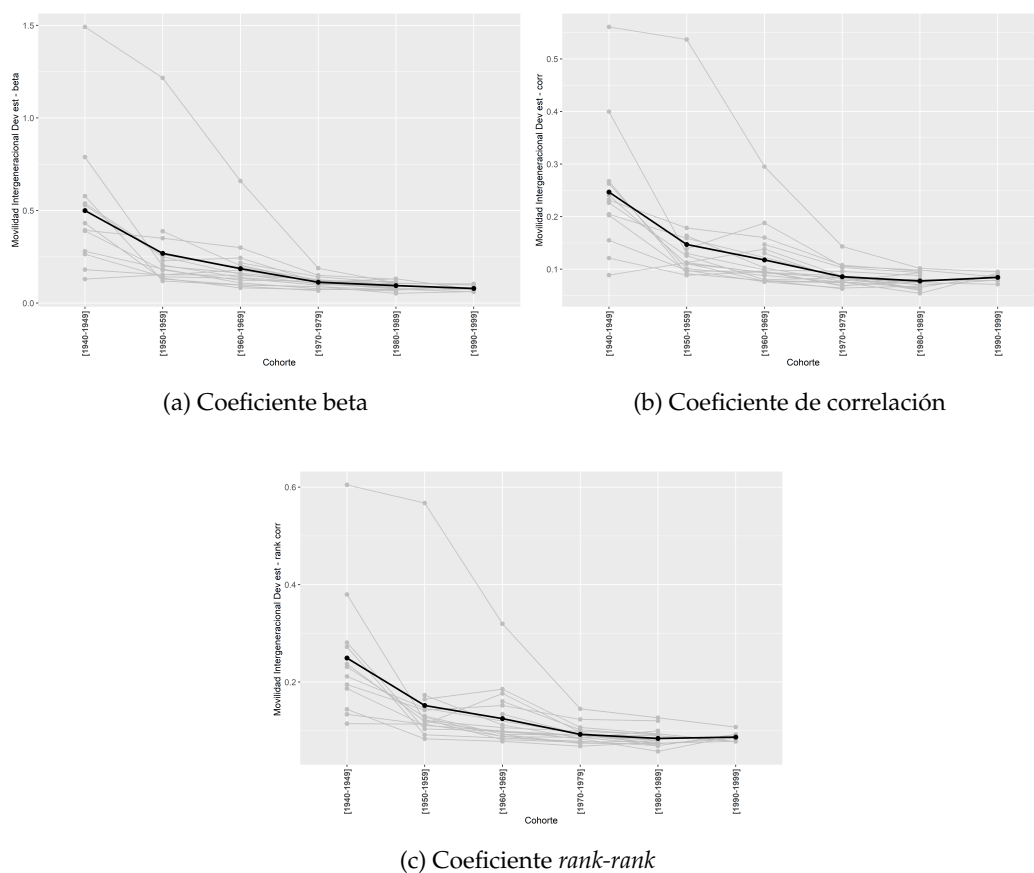


FIGURE 7 Evolución de la dispersión intraregional de la movilidad educativa relativa por países y promedio de América Latina y el Caribe.

Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.

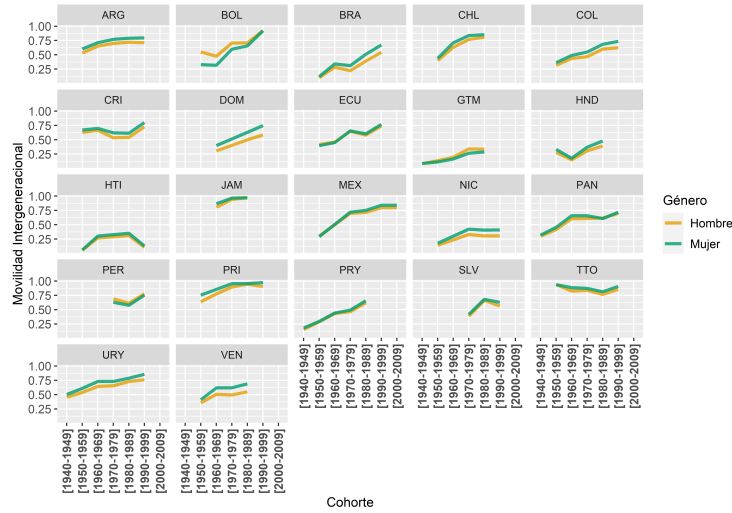
5 | HETEROGENEIDADES

La riqueza en los datos censales permite indagar en mayor profundidad algunas heterogeneidades en los patrones de movilidad educativa en la región. Este tipo de análisis es útil no solo porque permite comenzar a investigar las posibles causas que explican los patrones observados en la movilidad agregada, sino también para evaluar en qué medida las oportunidades educativas se distribuyen homogéneamente o no entre distintos grupos de la sociedad. A continuación, se analizan heterogeneidades en la evolución de las medidas de movilidad absoluta por género, etnia y área geográfica (urbano/rural) donde se encuentra el hogar.

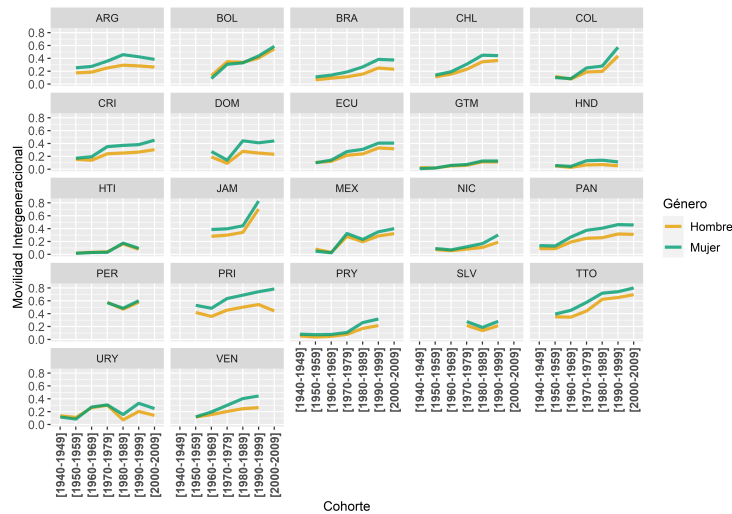
5.1 | Género

Un primer análisis relevante es el género de los hijos (Gráfico 8). Considerando tanto la medida de movilidad educativa en primaria como en secundaria, se observa que la movilidad absoluta en la región ha sido en general mayor para las mujeres, particularmente en el caso de movilidad en secundaria. Este hecho es consistente con el notable avance educativo de las mujeres, especialmente en las últimas dos décadas (Marchionni et al., 2019). En efecto, la brecha en la movilidad educativa a favor de las mujeres se vuelve más marcada a partir de la cohorte nacida en la década de 1980.

Pese a las notables diferencias en la movilidad absoluta, el Gráfico 9 muestra que no existen importantes diferencias en las medidas de movilidad relativa según género de los hijos. A lo largo de las décadas analizadas, los años de educación alcanzados por hombres y mujeres o su ranking en la distribución de años de educación muestran patrones muy similares de dependencia respecto al contexto familiar.⁹



(a) Primaria

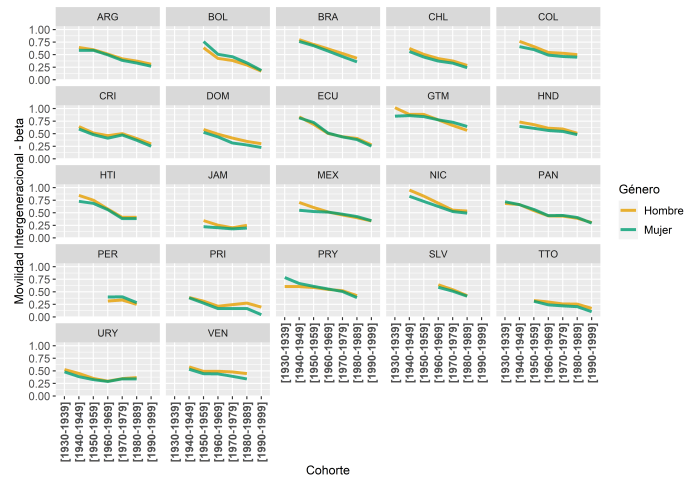


(b) Secundaria

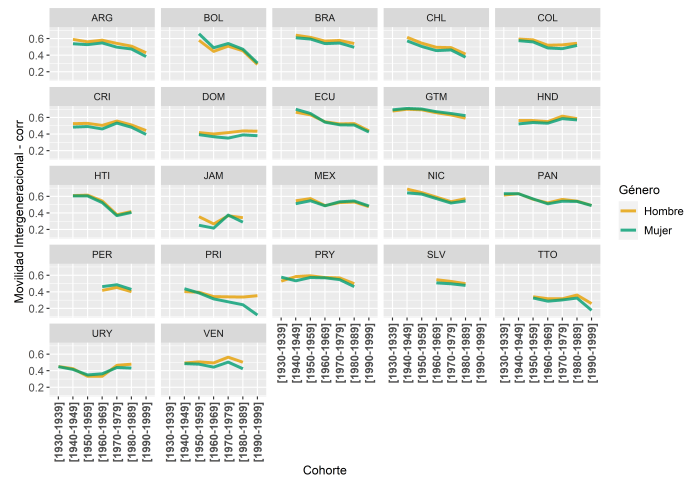
FIGURE 8 Evolución de la movilidad educativa ascendente en primaria y secundaria por género.

Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.

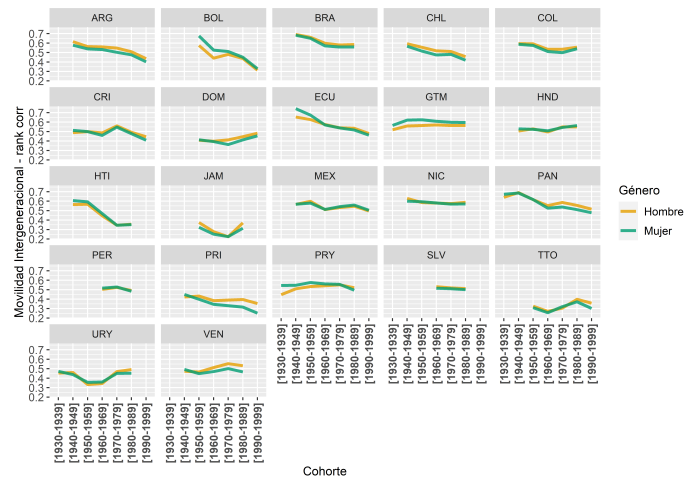
⁹Estos resultados son similares a los documentados por Neidhöfer et al. (2018) y Neidhöfer et al. (2021). Sin embargo, a diferencia de nuestros resultados, estos trabajos tampoco encuentran diferencias sistemáticas por género en las medidas de movilidad absoluta.



(a) Coeficiente beta



(b) Coeficiente de correlación



(c) Coeficiente *rank-rank*

FIGURE 9 Evolución de la movilidad educativa relativa (beta, correlación y *rank-rank*), por género.

Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.

5.2 | Etnia

La literatura sobre movilidad intergeneracional ha tenido dificultades en generar indicadores para personas de distintos grupos étnicos, especialmente por la falta de información de base para esos cálculos (Major and Machin, 2020). Para América Latina la evidencia es especialmente escasa, a pesar de ser una región muy diversa étnicamente. A continuación se muestran resultados de movilidad educativa para los países que cuentan con la información necesaria sobre etnias en sus censos. Los Gráficos 10a y 10c muestran medidas de movilidad absoluta en primaria y secundaria en seis países de la región (Brasil, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador y Uruguay) por grupos étnicos construidos a partir de datos censales. En los gráficos 10b y 10d se presenta el valor de los indicadores de movilidad de cada grupo étnico en relación al grupo de blancos. Por su parte, el tamaño de la burbuja refleja la proporción de la etnia en la población de las cohortes analizadas. En todos los países, la movilidad ascendente tanto en primaria como en secundaria es mayor para blancos y mestizos, frente a afrodescendientes e indígenas. Entre estos últimos dos grupos, los indígenas presentan en general menor movilidad que los afrodescendientes, salvo algunas excepciones. Los niveles de movilidad de afrodescendientes e indígenas respecto al grupo de blancos llegan a ser sustancialmente menores en algunos países, y pueden estar entre un 60% y un 80% por debajo de estos. Estas brechas tienden a amplificarse al considerar el nivel secundario.

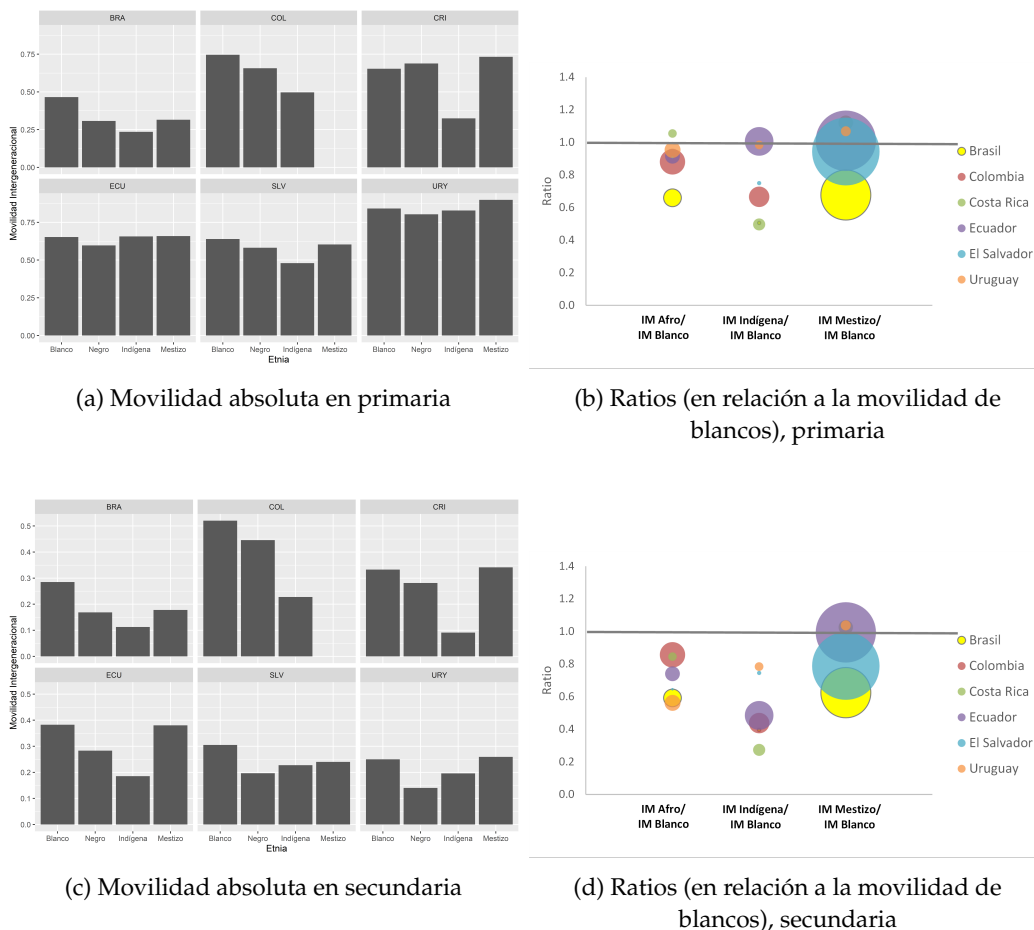


FIGURE 10 Movilidad educativa absoluta por etnia, países seleccionados de América Latina. Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.

El caso de Brasil ofrece la oportunidad de analizar además cómo ha evolucionado la movilidad de los diferentes grupos étnicos a lo largo del tiempo, lo cual es posible gracias a la disponibilidad de este tipo de información en varios de sus censos. Brasil se destaca por tener importantes brechas en la movilidad de los mestizos, los afrodescendientes y los indígenas respecto a los blancos. Los tres primeros grupos representan aproximadamente el 50% de la población de Brasil en las cohortes analizadas, pero sus niveles de movilidad son mucho más bajos que el promedio observado en el país. El Gráfico 11 muestra que las brechas se han mantenido a lo largo del tiempo tanto en primaria como secundaria, y solo parecen cerrarse muy levemente en las últimas cohortes para afrodescendientes y mestizos respecto al grupo de blancos. Este no es el caso de la población indígena, para la cual los niveles de movilidad no han seguido el mismo ritmo de mejora del resto de los grupos, quedando entonces rezagados.

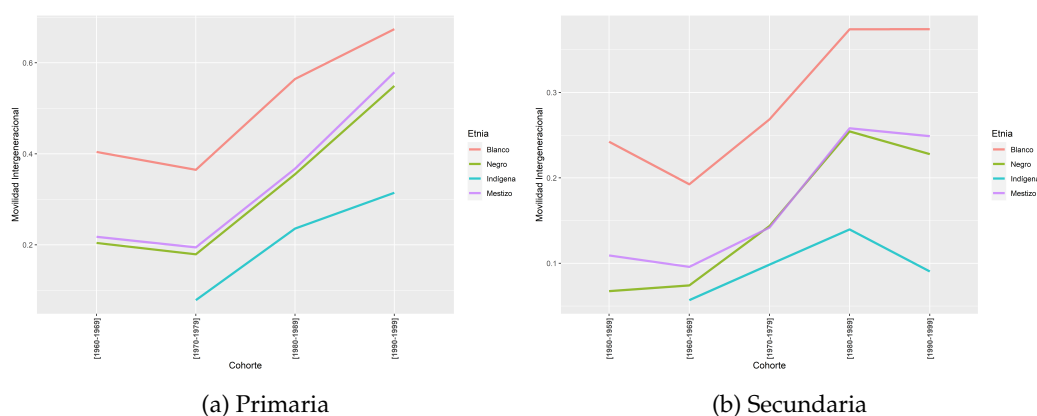


FIGURE 11 Movilidad educativa absoluta en Brasil, por etnia y cohorte de nacimiento.

5.3 | Urbano/rural

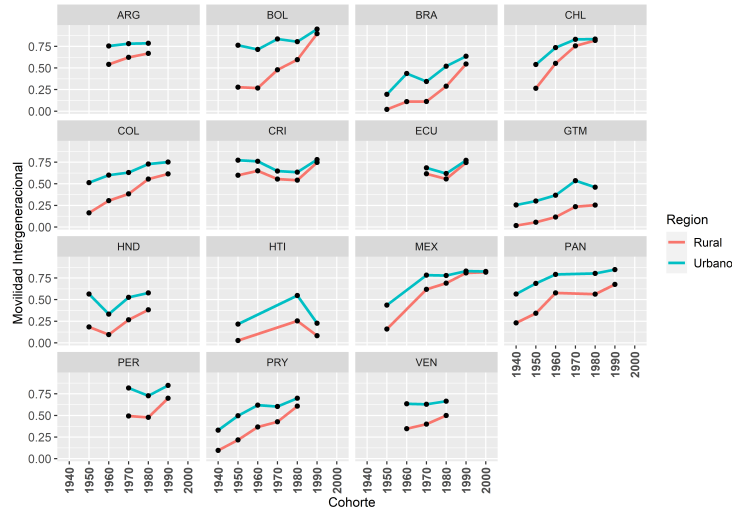
Otra dimensión relevante que potencialmente define las oportunidades educativas se relaciona con el grado de urbanización del espacio geográfico donde se encuentra el hogar. La dicotomía urbano-rural, aun cuando esconde matices en la definición de la región geográfica por país, es una dimensión típica para evaluar heterogeneidades. El Gráfico 12 presenta la evolución de las medidas de movilidad absoluta en primaria y secundaria en los países que cuentan con información para identificar individuos viviendo en áreas rurales y urbanas. Allí se observa que para las cohortes nacidas entre las décadas de 1930 y 1950 la movilidad absoluta era asimétrica entre áreas urbanas y rurales. La universalización de la educación primaria permitió cerrar gradualmente la brecha rural-urbano, hasta prácticamente desaparecer en algunos países en las cohortes nacidas en las décadas más recientes, como sucedió en el caso de Bolivia, Brasil, Chile, Costa Rica, México y Paraguay (Gráfico 12a).

El panorama, en cambio, difiere al observar el desempeño de la movilidad educativa en el nivel secundario (Gráfico 12b). En este caso la brecha entre zonas urbanas y rurales es persistente aún en cohortes más jóvenes. En esta medida, sin embargo, se encuentran avances dispares por países, con Bolivia o Costa Rica como ejemplos de cierres significativos de brechas.

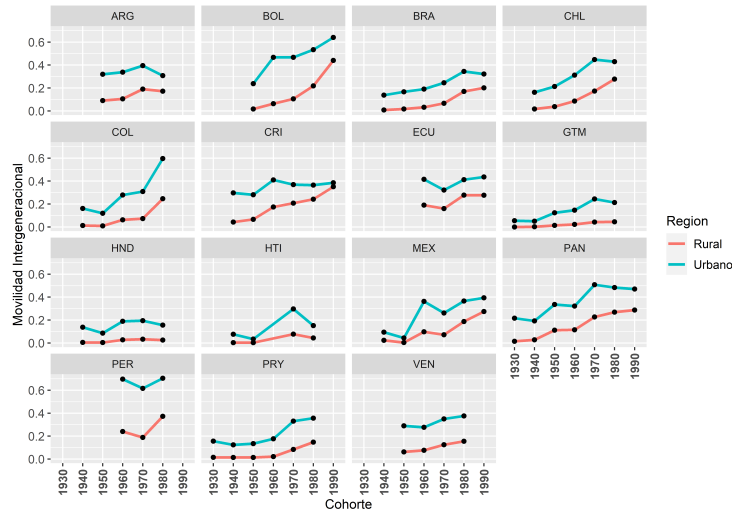
Las brechas sistemáticas en las métricas de movilidad absoluta que han prevalecido entre zonas urbanas y rurales en varios de los países parecen mantenerse también en términos relativos, cuando se toma como medida en esta dimensión el coeficiente beta (Gráfico 13a). Con excepción de Chile, Honduras, Paraguay y Uruguay, en el resto de los países la

persistencia entre generaciones según este indicador ha sido menor en zonas urbanas.

Sin embargo, cuando se consideran medidas de movilidad relativa como el coeficiente de correlación o el coeficiente rank-rank, los resultados entre zonas urbanas y rurales son mixtos, con países que no muestran diferencias mientras que en otros la persistencia intergeneracional es mayor en zonas urbanas (Gráfico 13b y 13c).



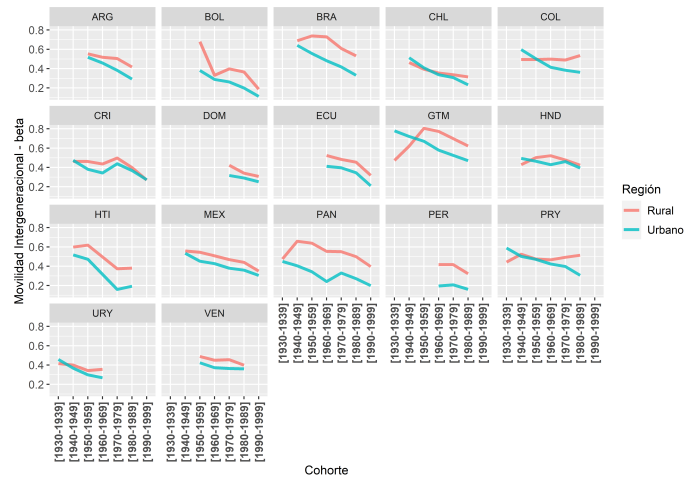
(a) Primaria



(b) Secundaria

FIGURE 12 Evolución de la movilidad educativa absoluta en primaria y secundaria, según lugar de residencia (urbano/rural).

Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.



(a) Coeficiente beta



(b) Coeficiente de correlación



(c) Coeficiente *rank-rank*

FIGURE 13 Evolución de movilidad educativa relativa (beta, correlación y *rank-rank*), según área de residencia (urbano/rural).

Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.

6 | SESGOS DE COHABITACIÓN

Debido a que una importante proporción de jóvenes de entre 18 a 25 años no convive con sus padres, las medidas de movilidad computadas con este grupo de personas podrían estar afectadas por sesgos de cohabitación. En esta sección realizamos una serie de ejercicios para validar los resultados obtenidos en las secciones anteriores.

En primer lugar estimamos la medida de movilidad absoluta en secundario según la edad de los hijos, año a año. Al bajar hacia los 20 años de edad de los hijos, aumenta la proporción de jóvenes conviviendo con sus padres, pero a la vez se mantiene el requisito de tener una edad suficiente para haber completado el ciclo de educación secundaria.¹⁰ El Gráfico 14 muestra los resultados. En todos los casos, son muy poco sensibles a la edad específica considerada, por lo que el sesgo generado por añadir individuos de edades mayores a 20 años no parece ser un problema significativo.

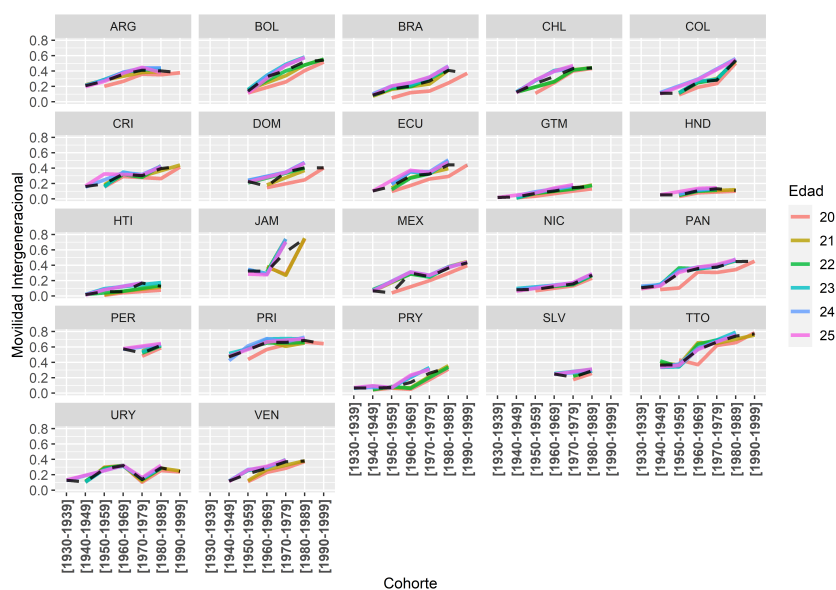


FIGURE 14 Movilidad absoluta en secundaria, por edad.

Fuente: Elaboración propia en bases a censos armonizados por IPUMS-I.

En segundo lugar, comparamos nuestras medidas de movilidad, tanto absolutas como relativas, con las que surgen de otras fuentes de información a partir de las cuales se pueden computar métricas similares a las reportadas en este trabajo, pero que usan datos de encuestas que no sufren de sesgo de cohabitación.

Una primera fuente de referencia es la *Global Database on Intergenerational Mobility (GDIM)* (GDIM, 2020; Van Der Weide et al., 2021). Entre las medidas de movilidad absoluta disponibles en GDIM, se encuentra el porcentaje de hijos cuyos padres no completaron la educación terciaria, que superan el nivel educativo de sus padres. Específicamente,

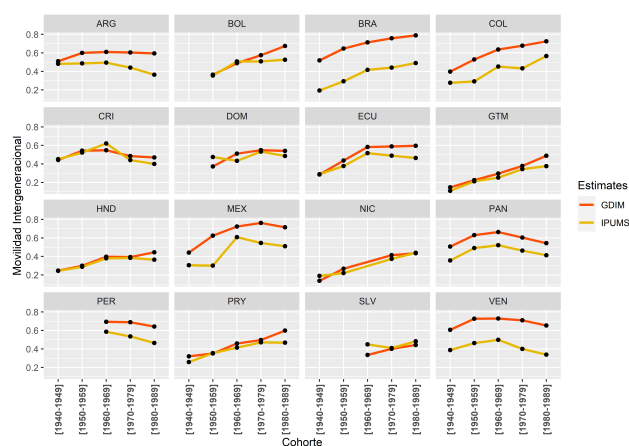
¹⁰Realizamos un ejercicio similar con las medidas de movilidad relativa, sin encontrar grandes cambios en los resultados al restringir las edades por debajo de 25 años. Sin embargo, en este tipo de ejercicio se podría estar introduciendo un sesgo adicional generado por error en la medición de los años de educación de los hijos, dado que no tienen edad suficiente para haber terminado el ciclo completo de formación, incluyendo la educación terciaria o universitaria.

$$IM_{ic} = \text{Prob}(y_{ic}^H > y_{ic}^P \mid y_{ic}^P < x), \quad (4)$$

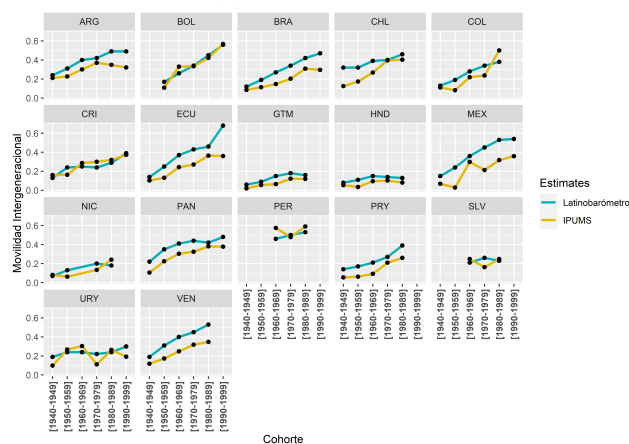
donde y_{ic}^H representa el nivel educativo del hijo i de la cohorte c , y_{ic}^P el máximo nivel educativo alcanzado por sus padres, y x representa en este caso el nivel terciario.

A partir de los datos IPUMS-I reproducimos la medida de la ecuación (4) y comparamos los resultados con los disponibles en GDIM. El Gráfico 15a muestra algunos patrones interesantes de esta comparación. En primer lugar, las estimaciones con los datos de IPUMS-I toman valores que, o bien son similares o algo más bajos que los de la base GDIM. Cuando existen diferencias entre ambas medidas, se observan dos grupos de países. Por un lado, los países en los que las diferencias son de una magnitud similar para todas las cohortes (Brasil, Colombia, México, Panamá, Perú y Venezuela), y por otro, países en donde las brechas se agrandan en las cohortes más recientes (Argentina, Bolivia, Ecuador, Guatemala, Honduras y Paraguay). En segundo lugar, independientemente de los valores en niveles, es notable la similitud, en la mayoría de los países, en las tendencias temporales que resultan de ambas fuentes.

Una segunda fuente de referencia es el trabajo de (Neidhöfer et al., 2021), quienes calculan las métricas de movilidad absoluta en secundaria como en la ecuación (1) pero utilizando datos de la encuesta Latinobarómetro. El Gráfico 15b compara los resultados a partir de ambas fuentes. Nuevamente, encontramos pocas diferencias y, de existir, los valores son algo inferiores utilizando la base IPUMS-I.



(a) IPUMS vs GDIM



(b) IPUMS vs Latinobarómetro

FIGURE 15 Comparación estimaciones de movilidad absoluta en base a IPUMS, GDIM y Latinobarómetro.

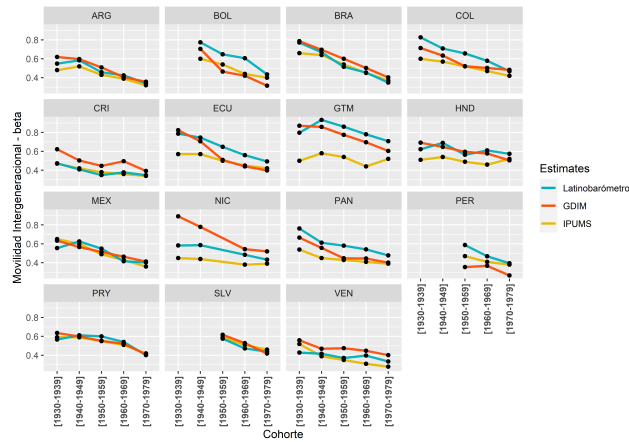
Notas: La comparación entre IPUMS y GDIM se basan en la métrica de movilidad absoluta de la ecuación 4 mientras que la comparación entre IPUMS y Latinobarómetro se basan en la métrica de movilidad absoluta en secundaria de la ecuación 1.

Fuente: Elaboración propia en base cálculos propios con base de censos armonizados por IPUMS-I, Neidhöfer et al. (2021) para las métricas construidas con datos de Latinobarómetro) y GDIM (2020); Van Der Weide et al. (2021)

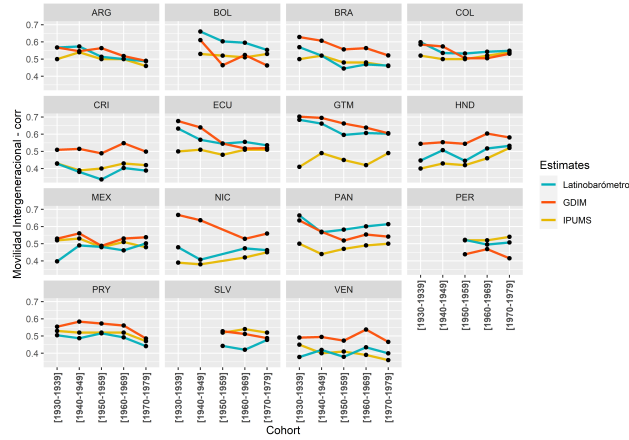
Finalmente, el Gráfico 16 compara los valores de las métricas de movilidad relativa calculadas desde distintas fuentes.¹¹ Al igual que con las medidas de movilidad absoluta, en la mayoría de los países las tendencias a lo largo de las cohortes son muy similares en todos los casos. Particularmente para el coeficiente beta (Gráfico 16a) los niveles son también muy parecidos, con la excepción de Guatemala, Honduras y Nicaragua. En cambio, existen mayores diferencias en los niveles del coeficiente de correlación (Gráfico 16b) y el coeficiente *rank-rank* (Gráfico 16c), en el segundo caso potencialmente producto de diferencias en la construcción de los *rankings*.

En conjunto, los resultados de esta sección permiten concluir que los censos de población son una fuente fiable para estimaciones de la evolución de la movilidad intergeneracional educativa.

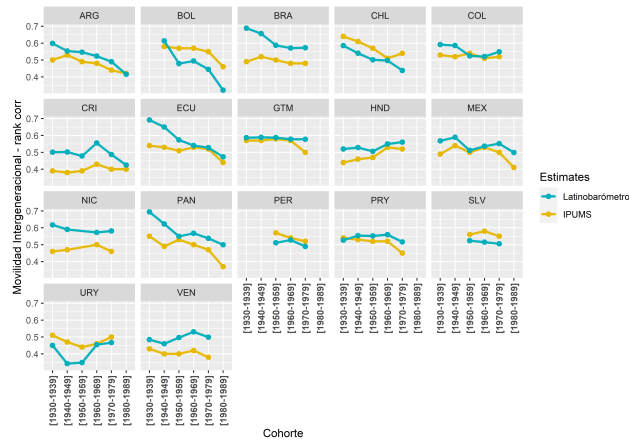
¹¹El coeficiente *rank-rank* no está disponible en la base GDIM.



(a) Coeficiente beta



(b) Coeficiente de correlación



(c) Coeficiente rank-rank

FIGURE 16 Comparación de medidas de movilidad relativa en base a IPUMS, GDIM, y Latinobarómetro.

Notas: La base GDIM utiliza como fuente primaria de información para construir las métricas de movilidad la encuesta de Latinobarómetro para los siguientes países: Argentina, Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, Honduras, Nicaragua, Paraguay, Uruguay y Venezuela. *Fuente:* Elaboración propia en base a cálculos propios a partir de censos armonizados por IPUMS-I, Neidhöfer et al. (2021) para métricas construidas con datos de Latinobarómetro y GDIM (2020); Van Der Weide et al. (2021).

REFERENCES

- Alesina, A., Hohmann, S., Michalopoulos, S. and Papaioannou, E. (2021) Intergenerational mobility in africa. *Econometrica*, **89**, 1–35.
- Bassi, M., Busso, M. and Muñoz, J. S. (2015) Enrollment, graduation, and dropout rates in latin america: Is the glass half empty or half full? *Economía*, 113–156.
- Berniell, L., de la Mata, D., Bernal, R., Camacho, A., Barrera-Orsorio, F., Álvarez, F., Brassiolo, P. and Vargas, J. (2016) Red 2016. más habilidades para el trabajo y la vida: los aportes de la familia, la escuela, el entorno y el mundo laboral.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., Saez, E. and Turner, N. (2014) Is the united states still a land of opportunity? recent trends in intergenerational mobility. *American economic review*, **104**, 141–47.
- Emran, M. S., Greene, W. and Shilpi, F. (2018) When measure matters coresidency, truncation bias, and intergenerational mobility in developing countries. *Journal of Human Resources*, **53**, 589–607.
- GDIM (2020) Global database on intergenerational mobility. *Tech. rep.*, The World Bank.
- Major, L. E. and Machin, S. (2020) *What Do We Know and What Should We Do About Social Mobility?* Sage.
- Marchionni, M., Gasparini, L. and Edo, M. (2019) Brechas de género en américa latina. un estado de situación.
- Muñoz Saavedra, E. (2021) The geography of intergenerational mobility in latin america and the caribbean. *Tech. rep.*, Center for Open Science.
- Narayan, A., Van der Weide, R., Cojocar, A., Lakner, C., Redaelli, S., Mahler, D. G., Ramasubbaiah, R. G. N. and Thewissen, S. (2018) *Fair progress?: Economic mobility across generations around the world*. World Bank Publications.
- Neidhöfer, G., Ciaschi, M. and Gasparini, L. (2021) Intergenerational mobility in education in latin america. *CAF Working Paper Series*.
- Neidhöfer, G., Serrano, J. and Gasparini, L. (2018) Educational inequality and intergenerational mobility in latin america: A new database. *Journal of Development Economics*, **134**, 329–349.
- Torche, F. (2014) Intergenerational mobility and inequality: The latin american case. *Annual Review of Sociology*, **40**, 619–642.
- (2021) The inheritance of educational inequality: International comparisons and fifty-year trends. *UNDP Working Paper Series*.
- Van Der Weide, R., Lakner, C., Mahler, D. G., Narayan, A. and Nichanametla Ramasubbaiah, R. G. (2021) Intergenerational mobility around the world. *Tech. rep.*, The World Bank.

APÉNDICE

TABLE A.1 Distribución del logro educativo, por cohorte. Promedio ponderado para América Latina y el Caribe. Porcentajes sobre población de cada cohorte.

Cohorte	Primaria Incompleta	Primaria Completa	Secundaria Completa	Terciaria-Univ. Completa
1900	79.72	15.96	3.13	1.19
1910	76.79	17.72	3.95	1.54
1920	72.93	19.63	5.28	2.16
1930	68.32	21.72	6.96	3.00
1940	58.38	26.01	10.4	5.21
1950	42.52	32.69	16.54	8.25
1960	30.09	38.34	22.02	9.55
1970	21.04	41.21	26.34	11.41
1980	12.67	40.23	32.07	15.03
1990	4.84	44.99	32.05	18.12

TABLE A.2 Máximo valor que toma la variable “años de educación” en la base IPUMS-I

Países	Década 2010	Década 2000	Década 1990	Década 1980	Década 1970	Década 1960
Argentina	18	17	18	18	18	-
Bolivia	18	17	18	-	18	-
Brasil	-	17	17	17	16	17
Chile	-	18	18	18	18	18
Colombia	-	17	12	18	18	17
Costa Rica	18	18	-	18	18	18
Ecuador	18	18	18	18	18	18
El salvador	-	18	17	-	-	-
Guatemala	-	-	-	-	-	-
Haiti	-	18	-	17	18	-
Honduras	-	18	-	18	18	12
Jamaica	-	18	18	11	-	-
México	18	18	18	-	18	18
Nicaragua	-	18	17	-	17	-
Panamá	18	18	18	18	18	18
Paraguay	-	18	18	18	18	18
Perú	-	12	12	-	-	-
Puerto Rico	18	-	-	18	18	-
Rep. Dom	18	18	-	17	18	18
Trinidad and Tobago	18	18	18	18	-	-
Uruguay	-	18	17	17	17	17
Venezuela	-	18	18	18	18	-

| Identificación padre-hijo

Para poder calcular las medidas de movilidad presentadas es necesario observar la educación de los hijos como así también de los padres, o en su defecto de un miembro del hogar que pertenezca a una generación anterior. Para identificar el link padre-hijo se utiliza una regla de asignación de tres pasos donde la prioridad es identificar al padre y/o madre con el que el hijo convive en el hogar y en caso de no ser posible identificar a un miembro del hogar de una generación mayor, que definimos entre la edad de 15 a 40 mayor que el hijo. La variable "RELATE" reportada en las bases de IPUMS, es el insumo básico para aplicar la regla de asignación. El primer paso, más directo, es incluir en la muestra a toda persona dentro de los rangos de edad considerados (13-18 y 18-25) que declaren ser hijos o hijastros del jefe de hogar. Cuando esta relación de parentesco está reportada, el procedimiento se limita a encontrar al padre y/o madre de dicho hogar y se computa el máximo de los logros educativos. En promedio el 90% de la muestra incluida en las estimaciones se obtiene mediante este primer criterio.

Para el segundo paso nos apoyamos en la variable POPLOC y MOMLOC incluida en la base de datos y generada por la propia fuente de IPUMS en base a una metodología donde se identifica a la madre y al padre potencial dentro de hogar. Esta variable permite encontrar a los padres en el caso de que la relación declarada con el jefe de hogar sea de nieto, sobrino/sobrina u otro pariente, es decir cuando no haya sido posible incluir a la observación dentro del primer paso de identificación. Para este segundo criterio se crea una variable indicativa de si al menos el padre o la madre están identificados por IPUMS dentro del hogar y se incluye en la muestra a todos aquellos individuos entre 13-18 y 18-25 que presenten valor de uno. Luego valiéndonos de la variable POPLOC y MOMLOC que permite encontrar a dichos padres reportando un id único en la muestra completa, se obtiene el logro educativo máximo de los padres. En promedio el 5% de la muestra incluida en las estimaciones se obtiene mediante este primer criterio.

Por último el tercer criterio, consiste en identificar al menos un pariente que sea de una generación anterior, para el caso de los niños y jóvenes a quienes no se les identificó padre ni madre en los dos pasos previos. En este paso también se agrega la categoría no desagregado que aparece en los censos en los cuales al no ser ni padre, ni madre ni hijo, no se recababa más información sobre la relación con el jefe. Siguiendo a [Alesina et al. \(2021\)](#), se considera como pariente de una generación previa a toda persona que sea como mínimo 15 y como máximo 40 años mayor respecto a la franja de edad definida para los hijos. Esto es para el caso de niños entre 13 a 18 se considera parientes a aquellos familiares convivientes de entre 28 años (13+15) y 58 años (18+40). Igual razonamiento aplica para jóvenes entre 18 a 25. Nuevamente se toma como medida el nivel educativo máximo. Es decir, si el niño o joven conviviese, por ejemplo, con una tía y un primo que son 15 a 40 años mayores, entonces se considera el mayor logro educativo entre ambos y se computa este valor como el dato de educación para la generación previa. En promedio el 5% de la muestra incluida en las estimaciones se obtiene mediante este primer criterio.

| **Tasas de coresidencia**

TABLE A.3 Tasas de coresidencia con padres. Jóvenes de entre 13 y 18 años de edad.

País	1960	1970	1980	1990	2000	2010
ARG		87.0%	87.5%	92.8%	95.0%	94.3%
BOL		79.3%		80.9%	78.8%	79.0%
BRA		87.9%	89.5%	89.8%	91.8%	89.8%
CHL		85.5%	88.9%	88.5%	90.4%	
COL		83.7%	88.4%	88.7%	88.2%	
CRI	0.0%	89.6%	90.9%		92.9%	92.6%
CUB					91.7%	89.8%
DOM			87.2%		88.9%	86.6%
ECU		78.3%	86.9%	85.6%	87.7%	89.4%
GTM	86.3%	83.6%	88.0%	90.1%	91.9%	
HND	0.0%	86.5%	87.9%		86.7%	
HTI		83.3%	60.5%		86.8%	
JAM			81.4%	85.9%	80.3%	
MEX		83.2%		94.2%	93.6%	94.0%
NIC		86.1%		89.9%	89.2%	
PAN	86.0%	83.3%	87.6%	87.6%	88.9%	89.0%
PER				86.5%	88.5%	
PRY	74.9%	81.5%	83.6%	82.0%	89.3%	
SLV				89.3%	89.5%	
TTO		91.6%	93.0%	94.2%	95.0%	95.9%
URY	86.2%	86.6%	88.5%	89.5%	94.3%	89.9%
VEN		85.6%	86.9%	85.0%	90.1%	

TABLE A.4 Tasas de coresidencia con padres. Hijos de entre 18 y 25 años de edad.

País	1960	1970	1980	1990	2000	2010
ARG		59.9%	59.9%	64.4%	72.3%	70.1%
BOL		46.5%		50.4%	50.5%	53.8%
BRA		56.8%	55.4%	59.5%	64.1%	62.6%
CHL		57.8%	64.6%	63.6%	68.1%	
COL		57.4%	65.1%	62.8%	61.1%	
CRI	0.0%	60.2%	61.6%		63.1%	68.5%
CUB					71.8%	72.4%
DOM			62.8%		61.2%	59.4%
ECU		45.3%	57.5%	58.7%	60.5%	61.3%
GTM	53.0%	46.4%	54.2%	59.7%	64.0%	
HND	0.0%	55.5%	59.7%		57.2%	
HTI		63.2%	41.7%		67.5%	
JAM			56.4%	61.6%	52.1%	
MEX		47.1%		67.4%	68.4%	71.4%
NIC		55.2%		65.2%	65.3%	
PAN	53.7%	52.4%	59.8%	63.7%	63.0%	61.8%
PER				61.6%	64.2%	
PRY	50.7%	59.1%	60.8%	54.9%	65.3%	
SLV				62.1%	66.8%	
TTO		69.8%	70.9%	74.7%	79.5%	82.9%
URY	59.3%	57.5%	58.5%	62.9%	72.9%	59.1%
VEN		56.1%	58.6%	55.7%	66.0%	

TABLE A.5 Tasas de coresidencia con padres, por género. Jóvenes de entre 18 y 25 años de edad.

	1960		1970		1980		1990		2000		2010	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
DOM					71.8	54.2			69.5	53.2	65.8	53
ARG			64.1	55.7	65.6	54.4	70.2	58.7	77	67.6	74.9	65.3
BOL			46.8	46.1			53.2	47.7	52.8	48.2	55.3	52.4
BRA			65.2	48.7	64.3	46.9	68	51	72	56	69.1	55.9
CHL			62.8	53.1	69.9	59.4	67.4	59.9	69.9	66.1		
COL			65.7	50.3	73.9	57.4	70.6	55.9	68.6	53.9		
CRI			69.8	50.6	71.3	52			71	55.1	74.5	62.7
ECU			45.4	45.2	63.1	52.2	64.3	53.5	65.7	55.6	66.2	56.5
GTM	63	44.2	55.3	38.1	62.3	46.7	66.6	53.6	69.8	59		
HND			65.9	46.9	69.5	50.9			64.1	50.7		
HTI			71	56.5	45.6	39			72.4	63.2		
JAM					60.7	52.5	66	57.6	58.4	46.6		
MEX			57.4	37.7			72.9	62.4	73.3	64	76.6	66.6
NIC			63.8	47.6			71.5	59.3	71.2	59.6		
PAN	61.7	45.8	59.9	45	66.8	52.8	69.5	57.9	67.6	58.3	65.7	58
PER							64.6	58.8	68	60.5		
PRY	52.2	49.2	66.1	52.5	68.6	53	64	46	72.7	57.7		
SLV							67	57.9	71.4	62.7		
TTO			76.8	63	77.2	64.6	80.7	68.6	83.4	75.6	86.6	79.2
URY	64.6	54.2	60.7	54.4	62.4	54.7	67.3	58.5	78.9	66.9	64.5	53.7
VEN			62.3	50.3	63.7	53.6	57.4	53.7	70.8	61.2		

TABLE A.6 Tasas de coresidencia con padres, por etnia. Hijos de entre 18 y 25 años de edad.

País	Cohorte	Grupo étnico						
		Mestizo	Blanco	Afodescendiente	Asiático	Indígena	Otro	No reportado
BRA	1980	53.5	56.6	55.1	74.1			51.1
BRA	1990	59.3	59.4	61.1	74.2	43.8		53.9
BRA	2000	63	65.2	62	74.4	48.7		66.2
BRA	2010	61.5	65.1	57.1	54	52		31.7
COL	2000		62	59.3		62.1	63	37.7
CRI	2000		63.6	54.3	67.5	44.8		61.9
CRI	2010	59.7	70	60.7	65.2		58.7	62.2
ECU	2000	61.2	61.6	50.7		53.9	58.8	
ECU	2010	63.5	61.7	50.5		53.2	54.3	
JAM	1980	59.2	45.9	58	66.4		69.6	37
JAM	1990	62.9	48.9	61.6	66.4		44.4	52.6
JAM	2000	56.4	22.2	52.2	55.5		41.2	27.2
SLV	2000	66.3	69.7	67.9		68.8	68.8	
URY	2000	77.4	73.1	65.1	71.4	62.4	72.6	69.4
URY	2010		61	51.9	46.7	53.1	56.4	35.9

TABLE A.7 Tasas de coresidencia, según lugar de residencia (urbano/rural). Hijos de entre 18 y 25 años de edad.

País	1960		1970		1980		1990		2000		2010	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural	Urbano	Rural
DOM									62.1	59.4	60.1	57.3
ARG					62.2	59.1	66	58.7	73	65.6		
BOL			44.1	48.7			50.6	50	51.3	48.6	54.5	52
BRA			57.9	55.3	56.9	51.6	58.9	61	64.1	63.9	62.7	62.3
CHL			56.4	62.7	64.1	66.7	63.8	62.8	68.5	65		
COL			57.5	57.4	66.9	60.2	62.6	63.6	61.9	60.1		
CRI			62.9	57.9	63.2	60			67	57.1	70.6	63
ECU							58.7	58.8	60.6	60.2	62.1	59.9
GTM	55.5	54	47.9	45.4	57.4	52.4	61.8	58.4	65	63.1		
HND			54.8	56	58.4	60.9			56.3	59.7		
HTI			52.7	66.6					61.6	73.5		
JAM									59.3	63.2		
MEX			49.1	44			66.8	68.7	68.6	67.8	72.7	69.8
NIC									69.9	59.4		
PAN	51.5	55.7	50.3	54.8	59.9	59.6			63	63	61.4	62.7
PER							63.9	55.1	66	57.6		
PRY	42.9	57.5	56.7	60.7	58.7	62.7	53.8	56.3	64.7	66.2		
SLV									66.8	66.7		
URY	61	52.3	58.9	51.2	60.5	46.1						
VEN					59.1	55.6	55.2	56.8	67.3	55.3		

I Descriptivos

TABLE A.8 Descriptivos. Jóvenes entre 18 y 25 años que conviven con sus padres (convivientes) y que no conviven con sus padres (no convivientes), según género.

Año	País	HOMBRE						MUJER					
		Convivientes			No convivientes			Convivientes			No convivientes		
		Trabaja	Edad	Educ	Trabaja	Edad	Educ	Trabaja	Edad	Educ	Trabaja	Edad	Educ
1970	ARG	83,14	20,98	7,7	89,51	22,09	6,71	50,67	20,93	8,33	33,36	22,09	6,41
1980	ARG	78,28	21,13	8,89	83,1	22,09	7,93	47,74	20,96	9,64	31,1	22,17	7,97
1991	ARG	76,57	20,95	9,79	85,57	22,32	9,08	55,18	20,83	10,9	43,08	22,13	9,29
2001	ARG	68,49	21,12	9,92	79,66	22,48	9,13	55,09	21,05	10,87	47,71	22,34	9,54
2010	ARG	75,72	21,03	9,66	87,63	22,42	9,33	59	20,96	10,53	56,18	22,26	9,81
1976	BOL	71,8	20,66	6,34	89,96	21,7	5,71	23,1	20,7	4,46	26,01	21,82	3,57
1992	BOL	63,97	20,84	7,73	80,17	21,8	7,05	40,74	20,77	6,86	47,25	21,82	5,68
2001	BOL	56,12	20,92	10,25	74,73	21,73	9,18	39,63	20,88	10,09	47,62	21,79	7,88
2012	BOL	61,75	21,02	11,17	78,38	21,79	10,5	44,09	20,96	11,45	51,76	21,82	10,11
1970	BRA	79,78	20,73	3,53	92,66	22,28	2,89	33,52	20,59	4,07	21,96	21,89	2,55
1980	BRA	82,43	20,75	5,09	96,08	22,48	4,3	48,17	20,66	5,94	28,7	21,99	4,31
1991	BRA	81,61	20,89	5,94	95,2	22,45	5,37	51,94	20,82	7,14	36,41	22,05	5,69
2000	BRA	80,16	20,85	7,25	92,3	22,46	6,15	64,31	20,76	8,58	51,72	22,07	6,71
2010	BRA	73,21	21,13		85,69	22,42		61,89	21,05		60,14	22,19	
1970	CHL	77,16	20,97	6,98	88,77	22,04	6,73	29,25	20,84	7,43	29,22	21,94	6,16
1982	CHL	72,18	20,99	9,03	86,44	22,15	9	32,1	20,87	9,61	29,85	22,03	8,55
1992	CHL	63,68	21,13	10,01	75,54	22,15	9,66	34,92	21	10,57	29,62	22,23	9,48
2002	CHL	57,1	21,17	11,3	65,54	21,9	10,87	38,62	21,01	11,74	35,78	22,19	10,76
1973	COL	76,44	20,78	5,08	88,86	22,05	4,57	34,65	20,73	5,42	31,42	21,75	4,05
1985	COL	67,32	21,06	6,72	86,89	22,44	5,95	33,94	20,99	7,52	40,42	22	5,93
1993	COL	70,81	21,13	7,03	87,93	22,36	6,38	34,68	21,09	7,85	34,86	22,05	6,49
2005	COL	56,28	21,12	9,32	78,27	22,32	8,24	36,81	21,04	10,35	35,98	22,06	8,63
1973	CRI	84,09	20,65	6,39	92,6	22,33	5,95	33,38	20,61	6,94	23,99	21,8	5,66
1984	CRI	77,08	20,88	7,84	90,35	22,63	7,26	33,08	20,81	8,62	18,86	22,06	7,38
2000	CRI	69,88	20,91	8,46	89,57	22,37	6,99	40,79	20,76	9,39	27,52	22,07	7,31
2011	CRI	61,13	21,17	9,64	83,29	22,45	8,43	37,91	21,05	10,63	32,34	22,28	8,87
2002	CUB	53,63	21,12		72,86	22,44		31,93	21,03		23,99	22,21	
2012	CUB	68,24	21,37	11,87	72,14	22,41	11,4	48,59	21,3	12,39	39,02	22,28	11,91
1981	DOM	70,28	20,77	6,03	88,26	22,16	5,49	33,8	20,69	7	31,94	21,76	5,31
2002	DOM	67,35	20,99	8,61	83,73	22,3	7,4	50,35	20,88	10,07	60,29	22,02	8,21
2010	DOM	63,91	20,91	9,38	80,28	22,2	7,89	38,04	20,78	10,81	38,53	21,95	9,26
1974	ECU	76,21	20,88	5,71	89,79	22,02	5,18	20,11	20,73	5,81	20,4	21,83	4,46
1982	ECU	65,54	20,92	7,48	87,47	21,93	6,84	21,41	20,78	7,72	22,29	21,89	6,14
1990	ECU	71,4	20,95	8,46	90,97	22,08	7,78	29,1	20,86	8,97	27,72	21,98	7,29
2001	ECU	71,61	20,97	7,62	89,35	22,11	6,92	36,29	20,92	8,31	33,56	21,98	6,96
2010	ECU	66,67	21,01	10,46	88,12	22,19	9,21	41,51	20,95	11,17	40,49	22,08	9,28
1964	GTM	91,8	20,84	1,96	97,81	22,45	1,67	14,81	20,69	1,86	14,72	21,91	1,13
1973	GTM	85,63	20,7	3,28	93,89	22,21	2,63	18,61	20,61	3,15	14,75	21,72	1,79
1981	GTM	81,78	20,76	4,2	91,92	22,27	3,39	18,19	20,66	3,98	13,88	21,96	2,46
1994	GTM	80,71	20,76	5,44	91,07	22,43	4,46	24,92	20,75	5,02	16,31	22,02	3,36
2002	GTM	68,68	20,81	6,47	82,61	22,43	4,99	30,55	20,84	6,04	22,41	22,13	4,11
1974	HND	84,94	20,76	3,58	92,4	22,29	3,4	19,68	20,66	4,2	19,92	21,75	3,11
1988	HND	84,89	20,9	4,78	90,9	22,26	4,84	24,72	20,8	5,86	26,19	21,87	4,58
2001	HND	75,48	20,7	5,77	84,22	22,13	5,35	27,08	20,73	7,1	25,42	21,82	5,58
1971	HTI	82,27	20,81	2,06	94,16	22,08	1,51	76,17	20,68	1,8	69,61	22,07	0,91
1982	HTI	55,83	20,82	6,18	71,38	21,83	5,26	44,88	20,81	5,61	55,97	21,59	3,71
2003	HTI	39,4	20,95	6,46	56,14	21,92	6,39	29,52	20,88	6,42	42,27	21,93	5,19
1982	JAM	82,64	20,69	8,32	87,35	21,87	8,29	60,1	20,76	8,6	54,19	21,82	8,54
1991	JAM	76,89	20,94	9,53	84,49	22,05	9,34	48,17	20,96	9,76	46,46	22,01	9,67
2001	JAM	72,65	20,9	11,97	81,23	21,68	11,94	49,97	20,91	12,65	48,76	21,49	12,73

Continuación página anterior

Año	País	HOMBRE						MUJER					
		Convivientes			No convivientes			Convivientes			No convivientes		
		Trabaja	Edad	Educ	Trabaja	Edad	Educ	Trabaja	Edad	Educ	Trabaja	Edad	Educ
1980	LCA	92,55	20,72	9,58	92,22	21,65	9,34	68,03	20,55	10,05	51,03	21,87	9,45
1991	LCA	86,29	21,1		91,21	22,11		58,76	21,02		53,65	22,1	
1970	MEX	70,8	20,61	5,07	87,71	22,3	4,04	39,75	20,47	5,07	16,51	21,84	3,24
1990	MEX	68,16	20,74	8,27	87,4	22,31	7,31	36,26	20,7	8,29	19,24	22,04	6,7
1995	MEX	77,22	20,98	8,61	93,97	22,56	7,97	45,99	20,94	8,88	32,82	22,22	7,43
2000	MEX	70,09	20,96	9,33	88,98	22,38	8,19	43,05	20,95	9,68	29,68	22,14	8,03
2005	MEX		20,98	9,9		22,43	8,76		20,98	10,22		22,23	8,55
2010	MEX	66,98	21,02	10,31	88,85	22,41	9,29	37,86	21	10,79	31,82	22,24	9,3
2015	MEX	62,91	21,11	10,78	83,63	22,42	10,02	35,8	21,1	11,23	30,05	22,27	10
1971	NIC	74,45	20,67	3,32	88,59	22,22	3,03	25,8	20,74	3,82	23,69	21,81	2,62
1995	NIC	78,38	20,9	5,32	93,68	22,24	4,36	29,06	20,97	6,42	28,42	21,93	4,78
2005	NIC	67,89	21,06	6,97	85,52	22,29	5,62	31,81	21,03	8,3	26,16	22	5,93
1960	PAN	85,48	20,85	5,52	96,87	22,3	4,43	37,29	20,67	6,27	26,09	21,8	4,81
1970	PAN	87,34	20,8	6,18	96,26	22,16	5,91	43,26	20,79	6,73	35,01	21,84	5,7
1980	PAN	65,01	20,81	8,27	87,47	22,2	7,48	37,15	20,8	9,11	35,34	21,95	7,27
1990	PAN	64,33	21	8,7	81,51	22,18	7,97	34,67	20,92	9,8	29,97	21,99	8,14
2000	PAN	79,33	21,08	9,36	89,11	22,23	8,52	45,88	21,01	10,46	40,56	22,02	8,78
2010	PAN	72,03	21,05	10,35	84,41	22,2	9,47	41,73	21,01	11,31	41,18	22,1	9,97
1993	PER	60,69	21,08	9,41	74,06	21,87	8,55	32,84	21	9,3	32,32	21,97	7,42
2007	PER	62,79	21,12	10,3	76,33	22,06	9,68	39,02	21,08	10,39	39,16	22	8,94
1970	PRI		20,73	9,37		22,39	9,31		20,64	10,26		22,19	8,92
1980	PRI		20,67	10,58		22,47	10,78		20,66	11,72		22,13	11,01
1990	PRI	56,06	20,91		72,39	22,39		42,9	20,82		43,47	22,31	
2000	PRI	51,47	20,9		60,75	22,36		41,5	20,89		44,48	22,33	
2005	PRI	59,06	21,09		73,03	22,46		45,52	21,06		49,65	22,24	
2010	PRI	49,42	20,99	12,12	56,77	22,38	12,07	40,66	20,98	12,68	45,74	22,27	12,32
1962	PRY	94,09	21,15	4,38	98,54	21,09	4,24	34,94	20,82	4,66	30,08	21,86	3,81
1972	PRY	89,38	20,98	5,38	95,22	21,73	4,83	32,21	20,67	5,72	28,45	21,82	4,41
1982	PRY	86,69	21,12	6,04	93,5	22,02	5,4	27,62	20,77	6,36	24,55	21,91	4,83
1992	PRY	85,41	21,02	7,28	93,13	22,14	6,84	32,49	20,83	7,97	29,83	21,82	6,41
2002	PRY	74,53	20,89	8,51	85,47	22,03	7,82	43,01	20,73	9,45	44,18	21,85	7,47
1992	SLV	73,17	20,79	6,76	90,36	22,24	5,96	29,19	20,85	7,25	30,29	22,04	5,45
2007	SLV	55,46	20,88	8,59	81,27	22,23	7,37	34,44	20,99	9,01	36,31	22,05	7,14
1970	TTO	91,45	20,85		94,34	22,33		52,87	20,67		28,35	22,11	
1980	TTO	85,34	21,05	8,86	92,76	22,39	8,15	48,04	20,83	9,49	29,35	22,25	8,49
1990	TTO	78,98	21,3	10,19	88,58	22,53	9,6	51,87	21,16	10,84	32,39	22,5	9,75
2000	TTO	75,15	21,04	10,44	87,05	22,23	9,96	55,22	20,92	10,85	47,2	22,19	10,2
2011	TTO	72,57	21,52	11,82	88,02	22,64	11,21	54,31	21,45	12,53	56,23	22,59	11,69
1963	URY	90,01	21,04	6,9	94,94	22,15	5,87	43,14	20,85	7,09	33,83	22,17	5,74
1975	URY	86,52	20,8	8,52	89,83	22,05	7,5	46,87	20,72	8,82	34,28	22,07	7,46
1985	URY	81,31	21,09	9,49	92,13	22,27	8,48	49,01	20,94	9,72	41,4	22,21	8,58
1996	URY	80,84	20,98	7,83	89,31	22,15	7,39	61,39	20,89	8,91	57,35	22,07	8,02
2006	URY	77,93	20,94	9,48	91,63	22,47	9,19	60,83	20,86	10,65	63,02	22,36	9,37
2011	URY	78,41	21		87,53	22,29		62,05	20,9		63,42	22,12	
1971	VEN	71,13	20,78	5,52	85,04	21,87	4,89	30,53	20,67	5,89	22,4	21,76	4,32
1981	VEN	68,4	20,91	7,11	86,99	22,02	6,38	33,77	20,82	7,86	28,8	21,93	6,33
1990	VEN	70,09	21	7,7	83,89	22	7	37,89	20,91	8,82	32,33	22,01	7,35
2001	VEN	61,07	21,08	8,52	83,3	22,12	7,55	33,05	21,01	9,74	29,9	22,03	8,29