

Movilidad social en la educación:
el caso de la Universidad de los
Andes en Colombia entre 1949 y
2018

Por: Juliana Jaramillo-Echeverri

Núm. 61
Febrero, 2024

Cuadernos de historia económica



Centro de Estudios Económicos
Regionales (CEER) - Cartagena

Movilidad social en la educación: el caso de la Universidad de los Andes en Colombia entre 1949 y 2018

Juliana Jaramillo-Echeverri ¹

La serie **Cuadernos de Historia Económica** es una publicación del Banco de la República en Cartagena. Las opiniones contenidas en este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Resumen

La literatura académica ha destacado el papel de la educación para promover la movilidad social. Pero ¿cuánta movilidad han permitido históricamente las universidades de alta calidad? Esta investigación se centra en un estudio de caso de movilidad social histórica en una institución educativa de alta calidad en Colombia. Utilizando estimaciones basadas en apellidos poco frecuentes y su representación relativa en las personas graduadas de la Universidad de los Andes desde 1949 hasta 2018 se estiman coeficientes de movilidad intergeneracional para apellidos étnicos y de élite. Estas estimaciones proporcionan nueva evidencia de patrones de baja movilidad social, que se reflejan en la alta persistencia histórica de los grupos de élite, así como la ausencia o baja representación de las minorías étnicas. Además, se concluye que este enfoque metodológico puede ser una herramienta útil para medir movilidad social en países con limitaciones de datos históricos.

Palabras clave: educación, segregación, movilidad social, Colombia

Códigos JEL: D63, I24, J15, N36

¹ Investigadora Jr., Centro de Estudios Económicos Regionales, Banco de la República de Colombia. Contacto: jjaramec@banrep.gov.co. Agradezco los valiosos comentarios de Karina Acosta, Andrés Álvarez, Jaime Bonet, Gregory Clark, Neil Cummins, Sara Horrell, Chris Minns, Andrea Otero, Santiago Pérez, Alice Reid, y Eric Schneider.

Social mobility in education: Los Andes University in Colombia from 1949 to 2018

Juliana Jaramillo-Echeverri ²

The series **Cuadernos de Historia Económica** is a publication of Banco de la República in Cartagena. The opinions contained in this document are the sole responsibility of the authors and do not commit Banco de la República or its Board of Directors.

Abstract

The role of education in promoting social mobility has been highlighted in the literature. But how much mobility have high-quality universities yielded historically? This research focuses on a case study of historical social mobility in access to high-quality education in Colombia. By using estimations based on unique surnames and their relative representation among graduates from Universidad de los Andes from 1949 to 2018, intergenerational mobility coefficients are estimated for ethnic and elite surnames. These estimations provide new evidence of long-term social mobility patterns in Colombia and reveal low mobility and persistence in the historical elite, as well as underrepresentation of ethnic groups. It is further concluded that this methodological approach can be a useful tool for studying countries with limitations in historical data for measuring social mobility.

Keywords: education, segregation, social mobility, Colombia

JEL Classification: D63, I24, J15, N36

² Junior Researcher, Center for Regional and Economic Studies. Contact: jjaramec@banrep.gov.co. I am grateful to Karina Acosta, Andrés Álvarez, Jaime Bonet, Gregory Clark, Neil Cummins, Sara Horrell, Chris Minns, Andrea Otero, Santiago Pérez, Alice Reid, y Eric Schneider for their insightful comments.

1. Introducción

En la literatura académica se ha destacado el papel de la educación para fomentar movilidad social. Pero ¿cuánta movilidad han permitido históricamente las universidades de alta calidad? En este estudio de caso me enfoco en estimar la movilidad social a lo largo de la historia de la Universidad de los Andes entre 1948 y 2018, lo que permite estudiar cohortes de estudiantes nacidos entre 1914 y 1993.

La movilidad social intergeneracional, definida como la relación entre el estatus social de dos generaciones, ha sido ampliamente estudiada utilizando encuestas de hogares que comienzan a ser recolectadas a partir de la década de los sesenta.³ Sin embargo, la movilidad social histórica ha sido más difícil de estudiar, ya que la medición de esta relación multigeneracional requiere datos longitudinales o retrospectivos. En los últimos años el estudio de la movilidad social ha avanzado con la digitalización de censos históricos completos y las nuevas metodologías de vinculación automatizada de registros. Por ejemplo, las estimaciones de movilidad social a largo plazo para Estados Unidos (Olivetti y Paserman, 2015; Feigenbaum, 2018; Ward, 2021), Inglaterra (Long y Ferrie, 2018; Pérez, 2019), Suecia (Berger, Engzell, Eriksson, y Molinder, 2021) o Argentina (Pérez, 2017) van hasta mediados del siglo XIX. Con el objetivo de superar los estrictos requerimientos de información, Guell, Mora, y Telmer (2013) propusieron un método para la medición de la movilidad social que requiere una única base de información que contenga apellidos y alguna variable de estatus socioeconómico. Esta metodología ha sido utilizada por Barone y Mocetti (2021) y Gabbuti (2022) para estimar la movilidad social en el pasado en Italia.⁴

El estudio de la movilidad social en Colombia se ha centrado en la segunda mitad del siglo XX y ha utilizado datos de encuestas con preguntas retrospectivas (Angulo, Azevedo, Gaviria, y Páez, 2012; Ayala, 2015; Ramírez-Zuluaga, 2016; Moyano y Galvis, 2014; Galvis y Meisel, 2014; Dahan y Gaviria, 1999). En general, los estudios encuentran que la movilidad social se aceleró especialmente durante las últimas tres décadas del siglo XX y se desaceleró e incluso disminuyó durante los últimos 10 años.⁵ En comparación con otros países, Colombia sigue presentando menos movilidad social donde "pasar de la pobreza a la riqueza en una generación es prácticamente imposible" (Behrman, Gaviria, y Szekely, 2001, p.11).⁶ Por ejemplo, Ramírez-Zuluaga (2016) estima que los hijos de una familia de bajos ingresos requeriría más de 10 generaciones para alcanzar el ingreso medio (véase

³ Para una revisión de la literatura reciente véase Black y Devereux (2011) y Solon (2018).

⁴ Santavirta y Stuhler (2020) incluyen otros casos relevantes de medidas de movilidad social históricas con el uso de apellidos.

⁵ Una excepción es el trabajo de Woessmann, Ursprung, y Schuetz (2005) que concluye que en Colombia el contexto familiar importa poco en los resultados educativos de los alumnos.

⁶ Véase también Narayan et al., 2018 y OECD, 2018.

también OECD, 2018, p.27).

Ahora bien, en la literatura faltan mediciones de movilidad social para el siglo XIX o principios del siglo XX las cuales son necesarias para entender de manera comprensiva la evolución de los procesos de movilidad social. Esta investigación tiene como objetivo contribuir a estas mediciones ofreciendo un nuevo enfoque metodológico y nuevas estimaciones que permitan contar con una perspectiva de largo plazo a pesar de las limitaciones de información.

Suponiendo que las personas con un apellido raro (que lo tienen pocas personas en la población) forman parte de la misma familia extensa, rastreo familias desde la época colonial y sigo su estatus social a lo largo de generaciones, como proponen Guell, Rodríguez Mora y Telmer (2007), Clark (2014) y otros.⁷ Para ello, me baso en los datos compilados por Jaramillo-Echeverri y Álvarez (2023) y utilizo datos administrativos del registro de matrícula en educación primaria SIMAT (Sistema de Información de Matrícula) para tener la muestra más completa de apellidos colombianos en el sistema educativo; luego sigo apellidos raros de grupos étnicos y de élites sociales y económicas de los siglos XVIII, finales del siglo XIX y principios del siglo XX.

Díaz Vidal (2014) presenta un ejemplo cercano de esta metodología para una sociedad similar a la colombiana. El autor calcula la correlación intergeneracional de ingresos ocupacionales para Chile. Para ellos, estudia dos generaciones de finales del siglo XX siguiendo a los apellidos de 14 grupos históricos y se centra en una comparación entre mapuches chilenos y grupos de élite (terratenientes del siglo XIX y migrantes europeos). En comparación con Díaz Vidal (2014), este estudio abarca dos grupos étnicos (afrodescendientes y grupos indígenas) y un conjunto más amplio de grupos de élite. Para estos últimos, considero grupos de élite que se remontan hasta el período colonial.

Para medir estatus social a través de generaciones, estimo la representación relativa de apellidos de quienes se graduaron de la Universidad de los Andes desde 1949 hasta 2018. Esta universidad es una institución privada fundada en Bogotá en 1949 y es considerada como una de las mejores y más exclusivas del país. Con esta información divido la muestra de personas graduadas en dos cohortes de 35 años: las personas graduadas entre 1949-1983 y entre 1984-2018.⁸ Comparando la representación relativa en ambas cohortes, estimo un límite inferior de la correlación intergeneracional del estatus, a nivel de apellido y de grupo histórico.

⁷ Véase Clark, Cummins, Hao, y Díaz-Vidal (2015) para una revisión general de la metodología y Santavirta y Stuhler (2020) para una revisión bibliográfica sobre métodos.

⁸ Aunque no cuento con la edad a la que se gradúan los individuos, es razonable suponer que se gradúan cuando tienen entre 25 y 35 años. En este caso, mis estimaciones comparan una generación de estudiantes nacidos entre 1914 y 1949 y una generación nacida entre 1950 y 1993.

Por apellidos, estimo un coeficiente de movilidad intergeneracional de 0,52, que coincide con otras estimaciones para el caso colombiano y sugiere una lenta regresión a la media. Por grupos, mis resultados muestran que quienes representaban a la élite en los siglos XVIII, XIX y XX aparecen sobrerrepresentados en ambas cohortes de graduados de los Andes. Los grupos históricamente marginados aparecen siempre subrepresentados en los Andes.

De los resultados de esta investigación se desprenden varias contribuciones. En primer lugar, el estudio de la movilidad social en la Universidad de los Andes nos da una primera aproximación empírica al estudio de la movilidad social en la educación en Colombia. En segundo lugar, nos permite obtener una visión de largo plazo de los patrones de movilidad social, al contar con cohortes nacidas entre 1914 y 1993. Por último, los resultados revelan que diversos grupos históricos han seguido patrones de persistencia diferentes. Las estimaciones de esta investigación confirman los patrones de baja movilidad encontrados en otros estudios para Colombia y sugieren que las familias que estuvieron sobrerrepresentadas en los Andes en el pasado, lo estarán en el futuro. En particular, la lenta regresión a la media es especialmente notable para las familias que aparecen tanto en los grupos coloniales como en los grupos de finales del siglo XIX y principios del XX. Para estas familias, estimo un coeficiente de movilidad intergeneracional de 0,55. Los grupos de élite del período colonial no han mostrado una completa regresión a la media y los coeficientes intergeneracionales estimados están entre 0,44 y 0,61. Por su parte, los grupos étnicos tienen un coeficiente de correlación pequeño y no significativo, que se explica principalmente por su persistente ausencia en la Universidad durante todo el período. Estos resultados evidencian que el papel de la educación como motor de movilidad social está limitado por una baja movilidad social y alta segregación dentro de las mismas instituciones educativas.

Finalmente, esta investigación muestra que la aplicación de este tipo de métodos puede ser especialmente útil para estudiar países como Colombia, donde ha sido difícil contar con información consistente y a largo plazo para calcular la movilidad social. El uso de los apellidos parece particularmente relevante en este contexto, donde el trabajo de personas genealogistas profesionales y aficionadas sigue sin ser explotado por los historiados económicos (Clark et al., 2015; Mejía, 2012).

2. Datos

El estudio de la movilidad social intergeneracional en el largo plazo ha suscitado interés en distintos campos de las ciencias sociales. Las contribuciones empíricas más importantes provienen del estudio de bases de datos que contienen registros administrativos y datos

individuales (véase por ejemplo Chetty, Hendren, Kline y Sáez, 2014, Abramitzky, Mill y Pérez, 2020, Ward, 2021). Sin embargo, el estudio de la movilidad social histórica se ve obstaculizado no solo por la disponibilidad de datos longitudinales que vinculen a la misma familia a lo largo del tiempo, sino también por la escogencia de una medida de estatus social que sea históricamente comparable.⁹ El estatus social se ha medido usando alfabetización (Beltrán Tapia y de Miguel Salanova, 2021), ocupación (Berger et al., 2021; Long y Ferrie, 2018; Pérez, 2019) o ingresos (Feigenbaum, 2018). La medida ideal debería mostrar cómo se transmite el estatus social entre generaciones, pero la educación, la ocupación o los ingresos permanentes no siempre se observan al mismo tiempo en las generaciones estudiadas. Además, el uso de una única observación del estatus social da lugar a errores de medición y sesgos de atenuación en la medición de la movilidad social (Ward, 2021; Santavirta y Stuhler, 2020; Clark y Cummins, 2013; Clark et al., 2015). Finalmente, otra limitación importante a la hora de comparar diferentes medidas de movilidad social es la manera en la que se estima. Algunos estudios se han centrado en estimar un coeficiente intergeneracional de estatus (Clark et al., 2015; Ward, 2021), mientras que otros han utilizado medidas como la estadística Altham (Long y Ferrie, 2013; Modalsli, 2015; Pérez, 2017; Cilliers y Fourie, 2018). En este estudio, para estimar movilidad social en educación de alta calidad, me enfoco en las personas graduadas de la Universidad de los Andes para medir el estatus social de las familias en varias generaciones y así identificar cómo el acceso a educación terciaria de alta calidad ha cambiado en el tiempo para grupos étnicos y de élite.

La Universidad de los Andes fue fundada el 16 de noviembre de 1948 por un grupo de intelectuales y empresarios liderados por Mario Laserna Pinzón, con el objetivo principal de crear una universidad independiente, sin filiación política o religiosa, que formara personas profesionales competitivas siguiendo los más altos estándares internacionales. La fundación de la universidad respondió también a los nuevos gobiernos liberales de los años treinta y cuarenta que iniciaron el proceso de masificación de la educación en el país con la idea de modernizarlo a través de esta. La universidad abrió sus puertas con siete carreras a 79 estudiantes y empezó con 16 profesores, pero este número creció rápidamente. Las primeras personas graduadas de la universidad, en 1949, fueron economistas que, en su mayoría, venían del Colegio Moderno. Poco después se graduó una cohorte de ingeniería y arquitectura en 1954.

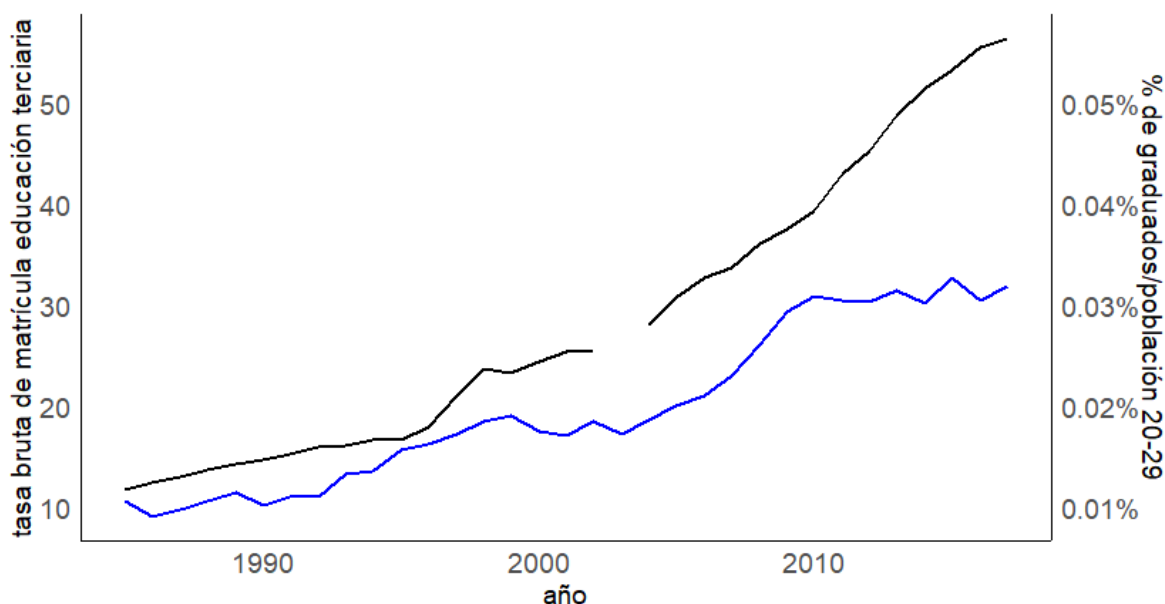
Entre 1950 y 2016, los gobiernos colombianos estuvieron conformados en su mayoría por personas egresadas de la Universidad de los Andes. Asimismo, la política fiscal y monetaria del país fue dirigida por egresados y egresadas de esta universidad: más del 60% de los

⁹ Para una discusión sobre diferentes medidas de estatus social véase Chetty et al. (2014), Clark y Cummins (2014), Vosters (2018) y Ward (2021).

directores del Banco de la República y del Departamento de Planeación Nacional tenían un pregrado de los Andes (Pearce y Montoya, 2022). Según un informe reciente de la Universidad, el 95% de las personas egresadas están empleadas y ganan un salario promedio mensual de \$3.000.000 de pesos (Universidad de los Andes, 2022). En comparación, la tasa nacional de desempleo juvenil (personas entre 15 y 28 años) es del 18 % y el salario medio mensual es de \$1.200.000 de pesos (DANE, 2022).

La literatura ha señalado que la educación tiene en sí misma la capacidad de promover la movilidad social, y al ampliar la oferta educativa se puede generar un proceso democratizador de las oportunidades ocupacionales (Breen y Karlson, 2014; Torche, 2014). Sin embargo, como sostienen Chetty, Friedman, Sáez, Turner y Yagan (2017) y Cárdenas, Fergusson y García-Villegas (2021), la segregación en el acceso a una educación de alta calidad puede limitar la movilidad social. Esto podría ser especialmente importante en un país como Colombia, que registró un aumento de la educación terciaria del 4% en 1970 al 60% en 2017, según el Banco Mundial. Sin embargo, desde la década de 1980 menos del 0,03% de las personas entre 20 y 29 años se han graduado de los Andes (como se muestra en la Figura 1), y de los 363.039 estudiantes que se matricularon en una universidad en 2016, solo 2.949 se matricularon en los Andes, lo que equivale al 0,8 % de los estudiantes matriculados.

Figura 1. Matricula en educación terciaria y graduados de los Andes



Notas: la línea negra muestra la tasa bruta de matrícula en educación terciaria. La línea azul muestra las personas graduadas de los Andes como proporción de la población total en edades comprendidas entre los 20 y 29 años. Fuente: los datos de matrícula en educación terciaria vienen del Banco Mundial, el número de personas entre 20 y 29 años provienen del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE) y el número de personas graduadas proviene de Universidad de los Andes (2020).

Para seguir generaciones en el tiempo utilizo apellidos raros, los cuales son definidos usando datos administrativos del registro de matrícula de educación primaria SIMAT, el cual contiene la muestra más completa de apellidos colombianos en el sistema educativo. Para que un apellido sea definido como raro debe cumplir con dos condiciones: en primer lugar, debe haber menos de un 2% de personas que lleven ese apellido en comparación con el número total de personas que llevan el apellido más común en la muestra (que para el caso de Colombia es Rodríguez); en segundo lugar, al menos tres estudiantes deben tener el apellido raro para evitar posibles errores de ortografía. Modifico las condiciones de rareza utilizando diferentes definiciones, pero en general no encuentro diferencias significativas, como se muestra en los apéndices. Para definir los grupos de élite y étnicos utilizo los datos históricos compilados por Jaramillo-Echeverri y Álvarez (2023) para asignar a los apellidos raros un estatus social histórico. Estos datos proporcionan listas de apellidos que pertenecen a un grupo social específico que puede relacionarse con un período concreto de la historia de Colombia (Cuadro 1).

Cuadro 1. Grupos históricos

Condición social	Grupos históricos	Período	Fuente
Grupos étnicos	Indígenas	Trabajo forzoso desde el siglo XV	ICCH (1992)
	Afrocolombianos	Trabajo forzoso desde el siglo XVI	Zapata Olivella y Mina Aragón (2014) y Mosquera (2014)
	Encomenderos	Siglos XVI y XVII	Carrizosa (1990)
Élite preindustrial	Esclavistas	Reciben indemnización del Estado en 1851	Tovar (2007) y Tovar y Tovar (2009)
	Colegio San Bartolomé	1605 – 1820	Mejía (1996)
	Colegio del Rosario	1773 – 1842	Guillén de Iriarte (2006) y Guillén de Iriarte (2008)
Élite moderna	Fundadores de Bancos	1870 – 1885	Actas de fundación
	Fundadores del Jockey Club	1874 – 1902	Actas de fundación

Fuente: para información detallada acerca de los grupos históricos, su posición económica y social a lo largo de la historia y las fuentes de donde se recolectaron los datos ver Jaramillo-Echeverri y Álvarez (2023).

En total analizo seis grupos de élite y dos grupos étnicos: los encomenderos de finales del siglo XVI y los esclavistas en 1851, que representan, junto con los estudiantes de las primeras escuelas fundadas en Bogotá, la élite colonial ; los fundadores de los bancos durante el sistema de banca libre en la década de los setenta del siglo XIX y los fundadores

de Jockey Club (1874), el primer club social de Colombia, que representan los orígenes de la élite moderna; y los apellidos indígenas y afrocolombianos, que representan grupos sociales que han sido históricamente marginalizados y, como confirmará esta investigación, han permanecido ausentes de la Universidad de los Andes.

3. Grupos históricos en la Universidad de los Andes

La presencia de cada grupo histórico en la universidad desde 1949 hasta 2018 se resume en el Cuadro 2 y la Figura 2. El Cuadro 2 muestra el número de apellidos raros que coincidieron con el SIMAT usando la definición preferida de rareza y el número total de personas graduadas de Los Andes entre 1949 y 2018. El número de personas graduadas de la universidad con un apellido de élite es hasta diez veces el número de la muestra seleccionada del SIMAT. Es decir, en promedio se gradúan diez personas con uno de los apellidos de élite de la muestra.

Por el contrario, hay muchas menos personas graduadas en Los Andes con apellidos étnicos que la cantidad de apellidos étnicos que aparecen en la muestra, lo que comprueba lo improbable que es encontrar un apellido étnico entre quienes se gradúan de esta universidad.

Cuadro 2. Apellidos y grupos históricos en SIMAT y los Andes

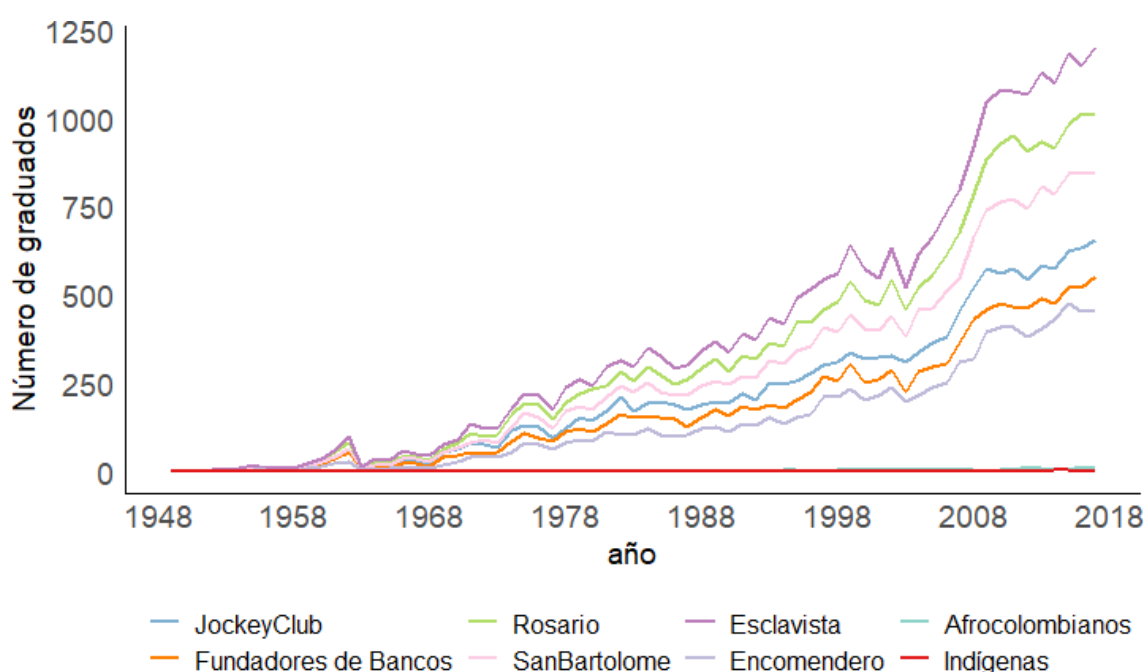
Grupo histórico	Núm. de apellidos	Núm. de apellidos raros en SIMAT	Núm. graduados en Los Andes, 1949-2018
Indígenas	131	113	47
Afrocolombianos	271	66	39
Encomenderos	363	65	607
Esclavistas	1.607	615	3.799
Colegio del Rosario	711	255	2.895
Colegio San Bartolomé	1.202	222	2.189
Fundadores de Bancos	241	73	1.126
Fundadores del Jockey Club	309	107	1.661

Notas: la columna 2 muestra el número de apellidos en cada grupo histórico. La columna 3 muestra el número de apellidos raros en SIMAT con la definición descrita arriba. La columna 4 muestra el número total de personas graduadas con un apellido raro en cada grupo histórico para todo el período. Fuentes: los grupos históricos se construyeron a partir de Jaramillo-Echeverri y Álvarez (2023), SIMAT y el número de personas graduadas proviene de Universidad de los Andes (2020).

Como se muestra en la Figura 2, la mayoría de los grupos tuvieron un crecimiento

considerable en el número de personas graduadas desde la apertura de la universidad en 1948. Los apellidos de los esclavistas de 1851 y de los estudiantes de los colegios coloniales muestran el mayor aumento, lo cual se explica principalmente por el mayor número de apellidos raros en estos grupos. Sin embargo, el número de personas graduadas con un apellido perteneciente a los grupos del Jockey Club, los encomenderos y los banqueros también aumentó a lo largo de los años. Por el contrario, las personas afrocolombianas e indígenas mantienen una tendencia estable a lo largo del período. Como se reporta en el Cuadro 2, en los 73 años estudiados en esta investigación, solo 47 personas egresadas tienen apellido indígena y 39 apellido afrocolombiano.

Figura 2. Número de graduados por grupos (1949-2018)



Fuente: para los grupos históricos véase Jaramillo-Echeverri y Álvarez (2023). Para las personas graduadas los datos vienen de Universidad de los Andes (2020).

Los patrones desiguales entre los grupos históricos también se reflejan en el año que aparece por primera vez un apellido de cada grupo histórico en las personas graduadas de los Andes. Como se reporta en el Cuadro 3, todos los grupos de élite han tenido al menos una persona graduada en cada año desde que la universidad inició en 1949. Los grupos étnicos, por su parte, tuvieron que esperar 13 años en el caso de las personas afrocolombianas y 27 años en el caso de las personas indígenas para aparecer en esta lista. Por otra parte, mientras los grupos de élite tienen acceso a una amplia gama de diferentes carreras —con personas egresadas en cerca de 50 de las 97 carreras que ofrece la

universidad—, las personas egresadas de los grupos étnicos en cuestión se concentran en menos de 20 carreras. Notablemente, en todos los grupos históricos la carrera más popular es ingeniería.

Cuadro 3. Los programas educativos preferidos de los grupos históricos

Grupo histórico	Primer año de aparición	Número de carreras	Programa más popular
Indígenas	1976	15	ingeniería química
Afrocolombianos	1962	19	ingeniería industrial
Encomenderos	1949	45	ingeniería mecánica
Esclavistas	1949	65	ingeniería industrial
Colegio del Rosario	1949	62	ingeniería industrial
Colegio San Bartolomé	1949	56	ingeniería industrial
Fundadores de Bancos	1949	48	ingeniería industrial
Fundadores del Jockey Club	1949	50	ingeniería industrial

Nota: la columna 2 muestra el primer año en que un apellido perteneciente a un grupo histórico apareció entre las personas graduadas de los Andes. La columna 3 muestra el número de carreras estudiadas por grupo histórico. La columna 4 muestra el título más popular. Fuentes: para los grupos históricos véase Jaramillo-Echeverri y Álvarez (2023). Para las personas graduadas los datos vienen de Universidad de los Andes (2020).

Estos datos confirman un patrón de segregación en el acceso a la Universidad de los Andes en el que sobresale la presencia de las élites y la ausencia de grupos étnicos. En lo que resta de este documento, me enfocaré en medir la movilidad social en dos generaciones de graduados estimando coeficientes intergeneracionales de movilidad social.

4. Estimaciones de movilidad social

Todo estudio de movilidad social busca estimar la correlación entre una medida del estatus social actual (ingresos, educación, riqueza o salud) y sus valores en las generaciones pasadas: es decir, la correlación entre generaciones adyacentes. Esto supone que la influencia de la familia en el estatus social de una persona puede medirse por la correlación entre su estatus y el de su madre y padre o el de sus abuelos y abuelas (Becker, 1993).

Según el trabajo seminal de Becker (1993), "el bienestar de varias generaciones consecutivas de una misma familia estaría estrechamente vinculado siempre que la posibilidad de heredar y de invertir sean sustanciales" (p. 212). Esto implica que en las sociedades en las que las herencias desempeñan un papel importante la movilidad social será menor. Del mismo modo, en las sociedades en las que la propensión a invertir en las generaciones futuras difiere mucho entre las familias la influencia de los antecedentes familiares en la posición económica relativa de las y los hijos es mayor. En general, a nivel

global las sociedades diferirán en su movilidad social en gran medida debido a sus normas sociales y políticas sobre la herencia, mientras que a nivel nacional las familias diferirán en su movilidad social en función de la propensión a invertir en las generaciones futuras.

Ahora bien, para medir el proceso de movilidad social la mayor parte de la literatura empírica asume que la movilidad social sigue un proceso autorregresivo y se mide estimando el coeficiente β en un modelo de dos generaciones, como se muestra en la Ecuación (1).¹⁰

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde Y_t es una medida del estatus social, β es la tasa de persistencia del estatus y $1-\beta$ es la tasa de movilidad social. Por definición, β debe ser mayor que 0 y menor que 1, donde 0 representa un mundo de movilidad social perfecta en el que el resultado de la descendencia no está relacionado al papel del padre o de la madre, mientras 1 representa la inmovilidad completa porque el estatus de las y los hijos puede predecirse perfectamente por el estatus del padre o de la madre.¹¹ Sin embargo, en estudios empíricos las estimaciones del coeficiente β oscilan entre 0.3 y 0.9 dependiendo del país y el contexto histórico.¹²

El tamaño del coeficiente β puede interpretarse como la influencia de la familia a largo plazo. Becker (1993) afirma que un coeficiente intergeneracional menor a 0.4 implica que en no más de tres generaciones desaparecerán todas las ventajas y desventajas de las y los antepasados, lo que sugiere una rápida regresión a la media. La evidencia para diferentes países apunta, sin embargo, a tasas de movilidad social más lentas (Clark y Cummins, 2014; Ward, 2021).

Para Colombia, la investigación sobre movilidad social se ha centrado en la correlación de ingresos o educación entre dos generaciones utilizando datos de encuestas contemporáneas (Behrman et al., 2001; Angulo et al., 2012; Ramírez-Zuluaga, 2016). Hertz et al. (2007) constatan un aumento en la movilidad social a lo largo de 50 años y estos resultados son similares a los de Behrman et al. (2001) y Angulo et al. (2012), quienes encuentran un cambio en los patrones de movilidad del país en los últimos 30 años. Además, estas investigaciones corroboran que la movilidad social sigue una trayectoria diferente cuando el estatus social se mide con educación o con un índice de riqueza.¹³ En general, los

¹⁰ Recientemente, la literatura ha discutido la influencia independiente de los abuelos sobre sus nietos no heredada a través de los padres, véase por ejemplo Dribe y Helgertz (2016) para el caso de Suiza o Long y Ferrie (2018) para el caso de Inglaterra. Para una discusión crítica sobre la influencia de los abuelos en los nietos véase también Solon (2018).

¹¹ La investigación empírica sobre movilidad social se ha enfocado en su mayoría en estudiar la relación entre padres e hijos mientras que las madres y las hijas no han recibido mucha atención. Véase Olivetti y Paserman (2015) para un estudio que incluye hijas.

¹² Véase Black y Devereux (2011) para una discusión sobre las diferentes metodologías para estimar β .

¹³ Esto evidencia las limitaciones de comparabilidad entre los estudios.

resultados muestran que cuando el estatus social es aproximado con nivel educativo, hay mayor movilidad social que cuando se observa el ingreso. También se evidencia que en Colombia es difícil pasar de una clase social a otra, especialmente en los dos extremos de la escala social. Como muestra el Cuadro 4, el coeficiente intergeneracional estimado para Colombia oscila entre 0.51 y 0.8, según el método de estimación y las variables utilizadas para la estimación.

Cuadro 4. Estimaciones de la movilidad social para Colombia

Artículo	Medida de estatus social	Coeficiente intergeneracional	Método	Cohortes
Angulo et. al (2012)	educación	0.74	coeficiente intergeneracional	1945 - 1985
	índice de riqueza	0.6	coeficiente intergeneracional	1945 - 1985
Ramírez-Zuluaga (2016)	ingreso	0.74	coeficiente intergeneracional	1945 - 1985
Dahan y Gaviria (1999)	educación	0.59	correlación entre hermanos	1977 - 1981
Hertz et. al (2007)	educación	0.80	coeficiente intergeneracional	1928 - 1977
Behrman et. al (2001)	educación	0.51	correlación entre hermanos	1928 - 1977

Notas: la tabla reporta los resultados de la literatura sobre movilidad social en Colombia. Se incluyen los resultados que aparecen en las tablas principales de cada artículo para el cual se presenta un coeficiente intergeneracional. Un coeficiente más alto indica menor movilidad social.

4.1 Estatus social: apellidos y representación relativa

Como ya se ha mencionado, el análisis de la movilidad social requiere la definición de una variable de estatus social históricamente comparable entre dos o más generaciones. La medida ideal debería mostrar cómo se transmite el estatus social entre generaciones, pero la ocupación, el ingreso o la riqueza rara vez se observan en el mismo momento de la vida para las dos generaciones estudiadas. Por lo tanto, varios estudios utilizan observaciones únicas de la ocupación, lo que da lugar a errores de medición y a la atenuación del coeficiente intergeneracional.¹⁴

A diferencia de otros países como Estados Unidos, en el caso de Colombia se cuenta con datos limitados que vinculen padres y madres con hijos e hijas que permitan la observación de múltiples ocupaciones del padre para aproximar mejor su estatus social (Abramitzky, Boustan, Eriksson, Feigenbaum, y Pérez, 2021).

¹⁴ Una explicación más detallada de esto sesgo se encuentra en Ward (2021).

Para medir el estatus promedio de las familias y grupos históricos, sigo la metodología explicada en Clark y Cummins (2013) y asumo que la pertenencia a una universidad de élite revela una parte importante del estatus social. Asimismo, esta pertenencia está fuertemente relacionada con el estatus social implícito de la familia. Sin embargo, el estatus social de la familia también depende de un componente aleatorio y cuanto mayor sea la varianza de este componente, mayor será el sesgo de atenuación. Para minimizar este sesgo reúno familias en grupos étnicos o históricos, dado que, el promedio el componente aleatorio de estos grupos debería tender a cero si el número de familias en cada grupo es elevado. No obstante, es probable que mi medida del estatus educativo cree un sesgo de atenuación adicional, ya que mi muestra solo incluye información sobre la Universidad de los Andes. De Los Andes tomamos una muestra de personas de élite graduadas en una institución de alta calidad, pero hay otras instituciones en Bogotá y el resto del país que también son universidades de élite. Lamentablemente, ha sido difícil obtener datos de otras universidades, incluida la Universidad Nacional de Colombia (la universidad pública más importante del país). Debido a que no observo el conjunto completo de universidades de élite, las estimaciones de esta investigación deben considerarse como un límite inferior de la movilidad social en la educación de alta calidad.

Para medir el estatus social, calculo la representación relativa de cada *apellido raro* (y de los 20 apellidos comunes), j , en los egresados de los Andes para el periodo t , desde 1949 hasta 2018, siguiendo la Ecuación (2). Esta relación debería ser 1 para los apellidos comunes, mayor que 1 para los apellidos de estatus alto y menor que 1 para los apellidos de estatus bajo.¹⁵ La representación relativa en cada grupo se calcula como la promedio en una cohorte de cinco años por cada grupo para reducir el error de medición, ya que las observaciones de un solo año pueden sesgar severamente las estimaciones si hay shocks transitorios o errores en los datos (Ward, 2021).

$$RR(j, t) = \frac{\text{Graduados con apellido } j \text{ en } t / \text{Total de graduados en } t}{\text{Personas en SIMAT con apellido } j / \text{Total SIMAT}} \quad (2)$$

La Figura 3 muestra la representación relativa de cada grupo desde 1974 hasta 2018.¹⁶ Como era esperado, la RR de los apellidos comunes fluctúa alrededor de 1, lo que

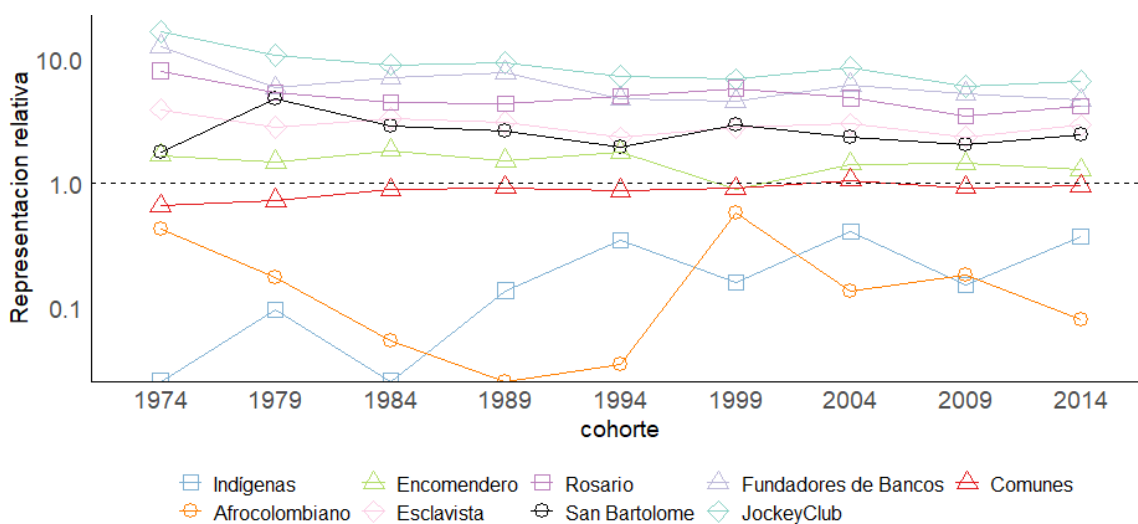
¹⁵ Debido a la falta de datos generacionales por apellidos, asumo que el denominador es constante en el tiempo. En cualquier caso, el nivel de inmigración en Colombia ha sido particularmente bajo desde mediados del siglo XX e incluso durante el siglo XIX el país no fue testigo de las grandes oleadas migratorias como en Argentina, Uruguay, Chile o Brasil.

¹⁶ La Figura 6 muestra los resultados para el período completo. La RR muestra una variación considerable al principio de la universidad, cuando grupos como los fundadores de los bancos y del Jockey Club aparecen más de 30 veces sobrerrepresentados entre las personas graduadas de la universidad.

demuestra que estos apellidos no han estado sobre ni subrepresentados históricamente en los Andes. Por su parte, durante esos 70 años los apellidos indígenas nunca obtienen una RR mayor a 1. Además, hay cinco cohortes en las que ninguna persona graduada de los Andes tiene un apellido indígena. El grupo afrocolombiano muestra un patrón similar al indígena: hay tres cohortes sin ninguna persona graduada de este grupo. Pero en 1962 hay una persona graduada de los Andes con apellido afrocolombiano, y este apellido aparece en cinco personas en el SIMAT, por lo que la representación relativa estimada es superior a 15 (Figura 6). Salvo esa excepción, para el resto del período, los apellidos afrocolombianos mantienen una RR inferior a uno. Por el contrario, la mayoría de los grupos de élite, con excepción de los encomenderos, siempre estuvieron

sobrerrepresentados en los Andes por más de dos veces su participación en SIMAT. Llama la atención que los apellidos asociados a los fundadores del Jockey Club y de los bancos aparecen más de cinco veces el promedio de apellidos, incluso durante la cohorte 2014-2018, lo cual indica que estos grupos han mantenido su estatus de élite por más de 100 años. Aunque los encomenderos aparecen con la menor RR de todos los grupos de élite, siguen estando ligeramente sobrerrepresentados entre quienes se gradúan de esta universidad, lo que sugiere que el grupo también ha mantenido su estatus social a lo largo del tiempo.

Figura 3. Representación relativa promedio en cohortes de cinco años, por grupo



Notas: la línea puntada indica la representación relativa de 1. El eje y está en escala logarítmica para facilitar la interpretación. Fuentes: para los grupos históricos véase Jaramillo-Echeverri y Álvarez (2023). La representación relativa se calcula usando datos de SIMAT las personas graduadas los datos vienen de Universidad de los Andes (2020).

Estos resultados son consistentes con la literatura previa que señala que las clases bajas

tienen una movilidad social más lenta y mayores barreras para ascender (Angulo et al., 2012). Como se observa en la gráfica, los grupos étnicos no logran converger hacia la media durante los setenta años estudiados, mientras que los grupos de élite sí muestran cierta convergencia hacia la media. Cabe destacar que todos los grupos de élite siguen estando sistemáticamente sobrerrepresentados, lo que sugiere una movilidad social baja para la élite, especialmente para los grupos del período colonial, como los estudiantes de los colegios de San Bartolomé y del Rosario.

Vale la pena señalar que el uso de apellidos y su representación relativa para la medición de la movilidad social ha sido criticado porque las estimaciones se hacen promediando a nivel de apellido o grupo social en lugar de proporcionar una comparación entre individuos (Chetty et al., 2014; Torche y Corvalán, 2018; Solon, 2018). Torche y Corvalán (2018) muestran que la movilidad social por apellidos difiere de la movilidad social individual porque los promedios de grupo incluyen características tanto individuales como grupales que no se pueden separar. Asimismo, Chetty et al. (2014) discuten que las estimaciones por grupo pueden identificar el comportamiento del grupo en lugar del comportamiento individual. Esta distinción entre persistencia individual y grupal es especialmente importante para la interpretación de los resultados y la adecuada comparabilidad con otros estudios¹⁴.

En particular, los resultados individuales pueden diferir de los resultados grupales si existen diferentes patrones de persistencia entre los grupos estudiados, como es el caso de los grupos étnicos. Por ejemplo, Chetty et al. (2014), muestran que los grupos raciales marginalizados de Estados Unidos presentan patrones de movilidad social diferentes a los de la persona estadounidense promedio. Dado que la movilidad social está determinada por una amplia gama de características individuales y socioeconómicas, también puede verse afectada en gran medida por las características del grupo. Por ejemplo, Ward (2021) mostró recientemente que, para el caso de Estados Unidos, la asociación entre padre e hijo entre 1840 y 1910 aumentó de 0.3 a 0.7 tras incluir a familias negras.

Más allá de la posibilidad de diferenciar la movilidad social entre grupos de la movilidad social dentro de un grupo, este estudio está enmarcado dentro de la representación relativa como medida de estatus socioeconómico para superar las limitaciones de información que son importantes en el país. Con esta medida estimo el coeficiente de movilidad social intergeneracional siguiendo la Ecuación (3), que estima la correlación entre dos cohortes de personas graduadas dividiendo la muestra completa en dos cohortes de 35 años. Esta división me permite entonces comparar dos cohortes adyacentes. Vale la pena señalar que el análisis está limitado a estas dos cohortes de 35 años para mantener la consistencia en las comparaciones entre padres e hijos. Si se dividiera el período entre más cohortes, por ejemplo, en cohortes de 20 años, la comparación incluiría también a hermanos, lo que

dificultaría la comparación con otros estudios.

$$RR_t = \alpha + \beta RR_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$RR_{j,t}$ es la transformación logarítmica de la representación relativa del apellido j , en la cohorte t (1984-2018), y $RR_{j,t-1}$ es la representación relativa del apellido j , en la cohorte $t-1$ (1949-1983). El coeficiente β puede interpretarse como la elasticidad intergeneracional entre dos generaciones.

Dado que la distribución de la representación relativa se agrupa alrededor del cero y tiene una larga cola derecha, para producir una distribución más cercana a la normal utilizo una transformación logarítmica para la variable de representación relativa. Transformo la variable tomando el logaritmo de $1+RR_t$ para evitar $\log(0)=indeterminado$. Adicionalmente, para minimizar los problemas que pueden desprenderse de los valores atípicos de la distribución, realizo todas las estimaciones con la muestra completa y truncada.¹⁷

5. Resultados

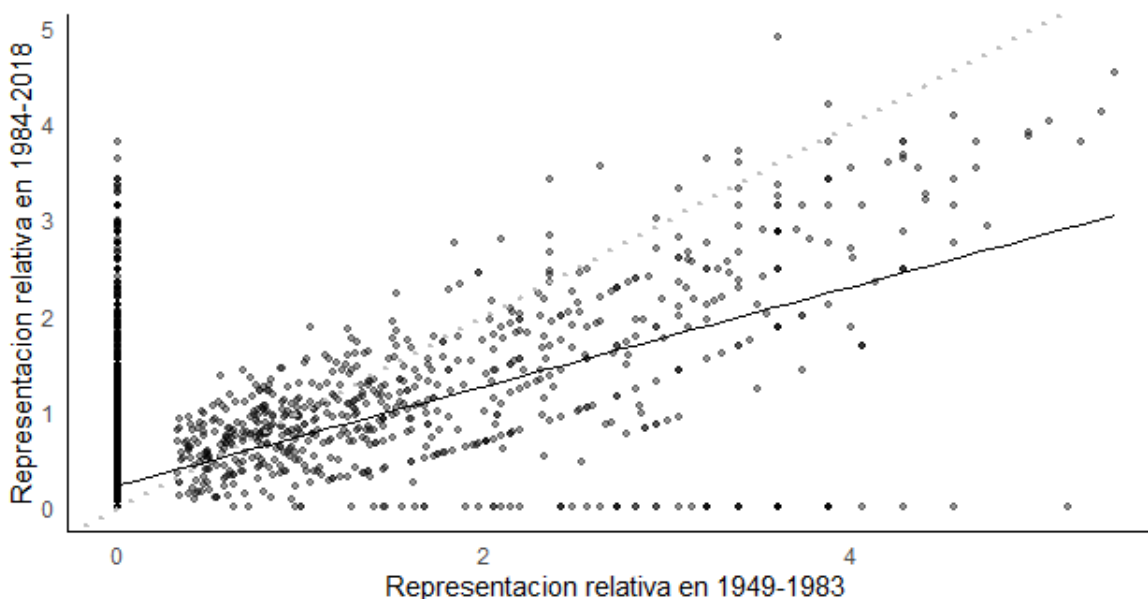
La Figura 4 muestra para todos los apellidos raros la relación entre la representación relativa en la generación de personas graduadas en 1949-1983 y la representación relativa en 1984-2018. La gráfica muestra la representación relativa promedio por apellidos, la relación lineal que se predice es la línea negra y la línea gris punteada representa la relación hipotética en completa ausencia de movilidad. En una sociedad completamente inmóvil, la línea correspondiente tendría una pendiente de 1. Por el contrario, en una sociedad móvil, la pendiente se aproximaría a cero. Intuitivamente, la línea de 45 grados implica que la RR de 1949-1983 predice perfectamente la RR de 1984-2018.

A nivel agregado, el gráfico sugiere que existe una correlación fuerte y positiva entre la representación relativa en t y en $t-1$. En otras palabras, las familias que estaban sobrerrepresentadas en $t-1$, están sobrerrepresentadas en t , sugiriendo una baja movilidad social en la Universidad de los Andes. No obstante, cuando comparamos la línea negra con la línea gris punteada la figura revela cierto grado de movilidad entre las dos generaciones. También llama la atención el número de ceros que aparecen en ambas generaciones, lo que está en consonancia con la exclusividad de la universidad. Los ceros son especialmente importantes en la primera generación, en la que varias familias no aparecen a pesar de tener una alta representación relativa en el segundo período. Como hay menos casos de familias

¹⁷ Defino un valor atípico como aquella observación que está a 2 desviaciones estándar por encima de la representación promedio de cada grupo social. Los resultados se muestran en el Cuadro 7 y revelan que los resultados no están condicionados por valores atípicos.

que aparecen en la primera cohorte y desaparecen en la segunda, la presencia de ceros podría, por tanto, sesgar a la baja las estimaciones del coeficiente de movilidad intergeneracional.

Figura 4. Elasticidad intergeneracional de apellidos raros

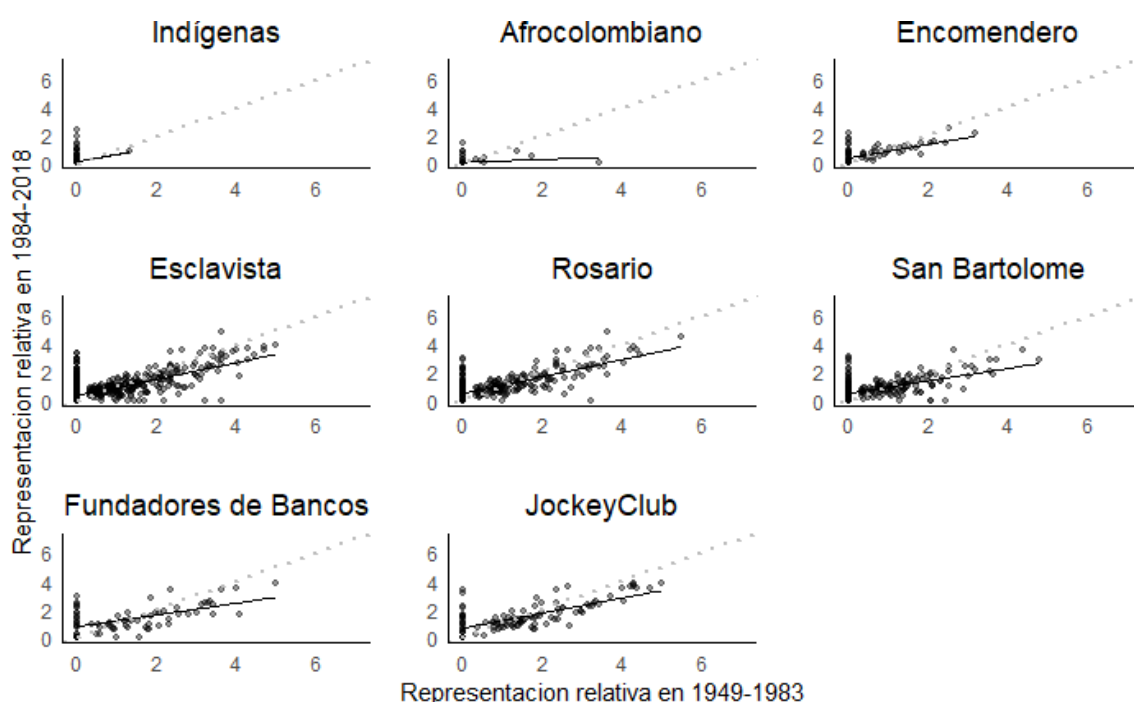


Nota: cada punto representa la representación relativa promedio de un apellido raro en cada generación siguiendo la Ecuación (2) y la representación relativa corresponde al $\log(1+RR)$. La línea punteada gris representa una situación de inmovilidad perfecta, mientras que la línea negra es la correlación lineal que predicen los datos Fuente: Universidad de los Andes (2020).

La Figura 5 muestra la relación entre la representación relativa en la cohorte de personas graduadas entre 1949 y 1983 y la representación relativa entre 1984 y 2018 por grupos históricos. Los resultados confirman que existen diferentes patrones de movilidad social por grupos históricos. Las personas indígenas muestran baja movilidad principalmente porque la única familia que aparece en las dos generaciones aparece con una RR mayor a 1 en ambos períodos. El resto de los apellidos indígenas que aparecen en los Andes pertenecen a personas graduadas en el período entre 1984-2018. No obstante, el total de apellidos indígenas en todo el período de estudio es muy bajo. Las personas afrocolombianas muestran un patrón distinto, en el que la correlación estimada sugiere una movilidad casi perfecta, pero nuevamente este resultado es explicado por el bajo número de apellidos afrocolombianos presentes en los Andes. Adicionalmente, los resultados también se explican por una familia que aparece con una representación relativa muy alta en el período 1949-1983, pero que desaparece en la segunda generación.

La mayoría de los grupos de élite muestran una baja movilidad social, en particular los esclavistas, los graduados del Rosario y los miembros del Jockey Club. Estas élites tienen una correlación lineal estimada que se aproxima a una situación de inmovilidad perfecta. Los encomenderos y los fundadores de los bancos son los grupos con mayor movilidad. Los últimos tienen una mayor representación relativa en la primera generación en comparación con la segunda, lo que explica la forma casi horizontal de la línea de predicción. Esto también se muestra en la Figura 6 en el apéndice, donde los accionistas de los bancos tienen una RR de 45 en la cohorte de 1949.

Figura 5: Elasticidad intergeneracional por grupos históricos



Nota: cada punto representa la representación relativa promedio de un apellido raro en cada generación siguiendo la Ecuación (2) y la representación relativa corresponde al $\log(1 + RR_j)$. La línea punteada gris representa una situación de inmovilidad perfecta, mientras que la línea negra es la correlación lineal que predicen los datos. Fuente: Universidad de los Andes (2020).

El Cuadro 5 muestra el resultado de la estimación de la ecuación con la muestra completa y para cada uno de los grupos históricos. La primera columna sugiere que, en general, existe una elasticidad intergeneracional fuerte, positiva y significativa entre las dos cohortes (0,52). Esta elasticidad intergeneracional es menor en comparación con otras estimaciones para Colombia (Cuadro 4), pero implica que una familia tardaría más de cuatro generaciones en volver a la situación media. Las columnas 2 a 9 presentan los resultados para cada grupo. Las diferencias en los coeficientes y en los R-cuadrados apoyan la idea de diferentes patrones de movilidad social a nivel de grupo y permiten dar otra mirada a la movilidad social comparativa entre estos grupos históricos.

Los resultados muestran una elasticidad intergeneracional del estatus social significativa, alta y positiva para casi todos los grupos, con excepción de las personas afrocolombianas que tienen una elasticidad intergeneracional pequeña y no significativa explicada por el reducido número de observaciones. Los apellidos del Jockey Club, los esclavistas y los del Rosario se comportan de manera muy similar y tienen un coeficiente superior a 0,5, lo que sugiere que estos grupos son los de menor movilidad social. En el caso de los alumnos del San Bartolomé, los fundadores de bancos y los encomenderos se observa un coeficiente menor (alrededor de 0,45) indicando una mayor movilidad en comparación con el total de la muestra y los otros grupos de élite. Cabe enfatizar que mientras la representación relativa ha disminuido con el tiempo para los grupos modernos, como se muestra en la Figura 3, la representación relativa se ha mantenido estable (aunque menor) en los grupos preindustrial. Los resultados son robustos y no están condicionados por las diferentes definiciones de rareza ni por los valores atípicos, como se muestra en el Cuadro 7, en el apéndice, donde repito las estimaciones con la muestra truncada.

Cuadro 5. Elasticidad intergeneracional en los graduados de los Andes

	log (1+RR) 1984-2018								
	Todos	Indígenas	Afrocolombianos	Encomenderos	Esclavistas	Rosario	San Bartolomé	Fundadores Bancos	Jockey Club
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A									
Rareza: 3-150 titulares									
log (1+RR) 1949-1983	0.512***	0.504	0.093	0.521***	0.594***	0.606***	0.436***	0.391***	0.504***
	(0.011)	(0.311)	(0.071)	(0.113)	(0.028)	(0.042)	(0.054)	(0.086)	(0.056)
Constante	0.229***	0.152***	0.089**	0.427***	0.358***	0.527***	0.563***	0.938***	0.825***
	(0.008)	(0.040)	(0.038)	(0.117)	(0.037)	(0.071)	(0.074)	(0.179)	(0.124)
Observaciones	6,722	105	57	36	471	178	153	50	83
R2 ajustado	0.249	0.015	0.012	0.368	0.489	0.537	0.295	0.288	0.494
Panel B									
Rareza: 3-372 titulares									
log (1+RR) 1949-1983	0.517***	0.510*	0.102	0.485***	0.588***	0.606***	0.441***	0.419***	0.535***
	(0.010)	(0.010)	(0.301)	(0.079)	(0.024)	(0.035)	(0.044)	(0.071)	(0.050)
Constante	0.232***	0.144***	0.096***	0.411***	0.347***	0.483***	0.526***	0.778***	0.683***
	(0.007)	(0.007)	(0.037)	(0.075)	(0.029)	(0.053)	(0.054)	(0.130)	(0.103)
Observaciones	7,125	113	66	65	615	255	222	73	107
R2 ajustado	0.256	0.016	0.02	0.363	0.489	0.536	0.314	0.319	0.513
Panel C									
Rareza: 3-500 titulares									
log (1+RR) 1949-1983	0.519***	0.510*	0.190***	0.500***	0.590***	0.611***	0.447***	0.440***	0.545***
	(0.010)	(0.301)	(0.067)	(0.070)	(0.023)	(0.033)	(0.041)	(0.063)	(0.047)
Constante	0.234***	0.144***	0.102***	0.406***	0.342***	0.461***	0.520***	0.708***	0.643***
	(0.007)	(0.037)	(0.036)	(0.063)	(0.027)	(0.047)	(0.049)	(0.106)	(0.091)
Observaciones	7,244	113	70	80	688	291	251	91	121
R2 ajustado	0.259	0.016	0.093	0.385	0.493	0.544	0.323	0.349	0.53

Notas: las estimaciones se basan en un modelo OLS. La columna 1 muestra los resultados agregados utilizando todos los apellidos raros en los Andes. Las columnas 2 a 9 reportan los resultados para cada grupo. El panel A muestra las estimaciones basadas en apellidos raros definidos como aquellos que tienen de 3 a 150 titulares en SIMAT. El panel B muestra los resultados de la definición de rareza discutida en la sección 4. Panel C muestra los resultados basados en apellidos raros definidos como aquellos que poseen entre 3 y 500 titulares en SIMAT. Los errores estándar aparecen en paréntesis y *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 indica en nivel de significancia.

Por último, para separar las diferencias de movilidad social entre los grupos de élite, estimo el coeficiente de elasticidad intergeneracional para las familias que aparecen tanto en los grupos de élite preindustrial como en los modernos, y las que solo aparecen en un período histórico.

Cuadro 6. La élite duradera: elasticidad intergeneracional

	log (1+RR) 1984-2018		
	élite multiperíodo (1)	Solo élite preindustrial (2)	Solo élite moderna (3)
Panel A	Rareza: 3-150 titulares		
log (1+RR) 1949-1983	0.518*** (0.057)	0.545*** (0.029)	0.300** (0.131)
Constante	0.696*** (0.130)	0.388*** (0.032)	1.248*** (0.215)
Observaciones	82	586	28
R2 ajustado	0.499	0.382	0.135
	Rareza: 3-372 titulares		
log (1+RR) 1949-1983	0.543*** (0.057)	0.539*** (0.029)	0.325** (0.131)
Constante	0.583*** (0.095)	0.380*** (0.026)	1.091*** (0.192)
Observaciones	115	758	34
R2 ajustado	0.533	0.38	0.146
	Rareza: 3-500 titulares		
log (1+RR) 1949-1983	0.552*** (0.043)	0.540*** (0.024)	0.337*** (0.123)
Constante	0.551*** (0.080)	0.373*** (0.024)	1.019*** (0.183)
Observaciones	136	824	37
R2 ajustado	0.553	0.383	0.152

Notas: las estimaciones se basan en un modelo OLS. El panel A muestra las estimaciones basadas en apellidos raros definidos como aquellos que poseen entre 3 y 150 individuos en SIMAT. El panel B muestra los resultados de la definición de rareza discutida en la sección 4. Panel C muestra los resultados basados en apellidos raros definidos como aquellos que poseen entre 3 y 500 titulares en SIMAT. Los errores estándar aparecen en paréntesis y *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 indica en nivel de significancia.

Estos resultados muestran que las élites que sobreviven desde la colonia tienen una movilidad social más baja y tasas de persistencia más altas en comparación con las familias que no logran insertarse en grupos de élites modernas o las familias de élite que solo aparecen en el período moderno. Las familias de la élite duradera tienen un coeficiente intergeneracional cercano a 0,55, mientras que las familias que solo pertenecen al período moderno tienen un coeficiente de 0,33. Sin embargo, es importante notar que hay menos de

40 familias que aparecen solo en el período moderno.

En general, los resultados son coherentes con lo que otras investigaciones sobre movilidad social encuentran para Colombia, con un coeficiente intergeneracional global de 0,52 (Angulo et al., 2012; Behrman et al., 2001; Ramírez-Zuluaga, 2016; Hertz et al., 2007) Es importante señalar que, debido a la naturaleza de los datos utilizados en este estudio, centrados exclusivamente en la Universidad de los Andes, las estimaciones del coeficiente de movilidad intergeneracional pueden estar sesgadas. Esta subestimación puede deberse a que no se cuenta con todas las instituciones de educación de alta calidad. A pesar de estas limitaciones, los resultados apoyan la idea de que existen diferentes patrones de movilidad social por grupos, y que la movilidad es muy baja en las partes altas y bajas de la distribución del estatus social. Todos los grupos de élite parecen experimentar una movilidad social lenta mientras que los resultados de los grupos étnicos no son significativos dada su ausencia en los Andes. Sin embargo, la bajísima participación de los grupos étnicos puede considerarse como evidencia de que existe una fuerte influencia de los antecedentes familiares en la posición económica de las futuras generaciones.

6. Conclusiones

Esta investigación tenía como objetivo estimar patrones de movilidad social en el largo plazo en educación de alta calidad utilizando apellidos y su representación relativa, lo que permite ligar el pasado con el presente y superar limitaciones de información. Siguiendo apellidos raros de grupos indígenas y afrocolombianos, encomenderos, familias privilegiadas del siglo XVIII y XIX con acceso a educación superior, esclavistas del siglo XIX y de élites sociales y bancarias de finales del siglo XIX, observo cambios generacionales en la representación relativa de estos grupos históricos entre los graduados de la Universidad de los Andes desde 1949 a 2018.

Estimo el coeficiente de correlación intergeneracional entre la representación relativa de dos cohortes de 1949 a 2018 para apellidos y grupos históricos. Encuentro que las familias que estaban sobrerrepresentadas en los Andes en el pasado siguen estando sobrerrepresentadas, lo que evidencia baja movilidad social. En general, encuentro un coeficiente de movilidad intergeneracional de 0,52 para toda la muestra. En las estimaciones a nivel de grupo, los coeficientes intergeneracionales oscilan entre 0,45 y 0,6 para los distintos grupos de élite. Cuando observo las familias de larga supervivencia, encuentro una menor movilidad social en comparación con las familias que aparecen solo en el período moderno o solo en el preindustrial. Por su parte, los apellidos étnicos asociados con los indígenas y afrocolombianos muestran unos patrones diferentes. Estos grupos tienen un coeficiente intergeneracional no significativo, explicado principalmente

por su persistente ausencia durante todo el período estudiado.

Aunque la comparación con otros países está limitada por la medida de estatus social y el tamaño de los grupos, los resultados sugieren que la movilidad intergeneracional en los Andes es menor que en Estados Unidos en la década de 1930 (Feigenbaum, 2018; Olivetti y Paserman, 2015). Mis estimaciones son inferiores a las del sistema educativo en Suecia e Inglaterra elaboradas por Clark y Cummins (2013) y Clark y Cummins (2014), pero esto podría deberse al sesgo de atenuación causado por utilizar únicamente información de los Andes.¹⁸

En comparación con otros estudios de movilidad social en Colombia, mis estimaciones son en general más bajas, pero mis resultados están en línea con la conclusión de que en Colombia la movilidad social es muy lenta en la parte superior de la distribución del estatus social. Incluso si los grupos de élite convergen lentamente hacia la media, los resultados de las élites más antiguas, como los encomenderos, indican que, contrariamente a la hipótesis de Becker, todos los grupos estudiados tardarán más de tres generaciones en converger hacia la media. Estos resultados también sugieren que, desde la colonia, los grupos de élite han conservado su elevado estatus manteniendo un acceso exclusivo a una educación de alta calidad, como en el caso de los alumnos del Colegio Mayor del Rosario y el San Bartolomé. Estos grupos de élite siempre han estado sobrerrepresentados en las instituciones educativas de élite, mientras que los afrocolombianos y los indígenas han tenido un acceso más limitado a estas instituciones. Queda como pregunta abierta para futuras investigaciones cuánto más o menos móvil ha sido la Universidad de los Andes en comparación con otras universidades de élite. En particular, los resultados pueden ser diferentes al examinar otras universidades de alta calidad, pero públicas, como la Universidad Nacional o la Universidad de Antioquia. El costo relativamente bajo de estas universidades y su buena reputación pueden promover una mayor integración entre diferentes grupos sociales y tener mayores efectos en la movilidad social.

Finalmente, este estudio, sugiere que la segregación social en la educación podría limitar la movilidad social en el país. La sobrerrepresentación de estudiantes de grupos de élite, combinada con la casi completa ausencia de las minorías étnicas, señala la importancia de promover la diversidad y la inclusión en las instituciones educativas para asegurar un acceso equitativo a oportunidades para todos los estudiantes. Investigaciones recientes de movilidad social en el sistema educativo muestran que Ser Pilo Paga aumentó la inclusión e integración de estudiantes de diversas clases sociales en universidades de elite a pesar de que los costos de integración los asumen los estudiantes de nivel socioeconómico bajo (Álvarez-Rivadulla, Jaramillo, Fajardo, Cely, Molano y Montes, 2022; Álvarez-Rivadulla,

¹⁸ Clark y Cummins (2013) y Clark y Cummins (2014) estiman un coeficiente de movilidad intergeneracional de 0.8 para Inglaterra durante 1950-2012 y de 0.66 para Suecia durante el mismo período

Camelo, Vargas-Serani y Viafara, 2023). Otros artículos también han señalado rápida movilidad social de los beneficiarios de este programa, y los efectos son en general positivos en diferentes universidades de élite del país (Londoño-Vélez, J., Rodríguez, C., & Sánchez, F., 2020; Meisel y Granger, 2023). Al igual que estas investigaciones, las conclusiones de este artículo subrayan la necesidad de investigar más sobre los patrones de movilidad de diversos grupos que pueden estar limitados por el acceso exclusivo a educación de alta calidad.

Referencias

- Abramitzky, R., Boustan, L., Eriksson, K., Feigenbaum, J., y Pérez, S. (2021). Automated linking of historical data. *Journal of Economic Literature*, 59(3), 865-918.
- Abramitzky, R., Mill, R., y Pérez, S. (2020). Linking individuals across historical sources: A fully automated approach. *Historical Methods: A Journal of Quantitative and Interdisciplinary History*, 53 (2), 94–111.
- Álvarez-Rivadulla, M. J., Jaramillo, A. M., Fajardo, F., Cely, L., Molano, A., & Montes, F. (2022). College integration and social class. *Higher Education*, 84(3), 647-669.
- Álvarez-Rivadulla, M. J., Camelo, P., Vargas-Serani, M., & Viáfara, D. (2023). The relational costs of crossing class lines. *The British Journal of Sociology*, 74(2), 113-130.
- Angulo, R., Azevedo, J. P., Gaviria, A., y Páez, G. N. (2012). *Movilidad social en Colombia* (Working Paper n.30). Documento CEDE: Universidad de Los Andes.
- Ayala-García, J. (2015). *Movilidad social en el pacífico colombiano*. (Working paper No 226) Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional y Urbana. Banco de la República.
- Barone, G., y Mocetti, S. (2021). Intergenerational mobility in the very long run: Florence 1427–2011. *The Review of Economic Studies*, 88 (4), 1863–1891.
- Becker, G. (1993). *A treatise on the family* (First Harvard University Press paperback edition ed.). Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Behrman, J., Gaviria, A., y Szekely, M. (2001). Intergenerational Mobility in Latin America. *Economia*, 2 (1), 1–31.
- Beltrán Tapia, F., y de Miguel Salanova, S. (2021). Class, literacy and social mobility: Madrid, 1880–1905. *The History of the Family*, 26 (1), 149–172.
- Berger, T., Engzell, P., Eriksson, B., y Molinder, J. (2021). *Social mobility in Sweden before the welfare state* (Working Paper n.DP16595). CEPR: Centre for Economic Policy Research.
- Black, S., y Devereux, P. (2011). Recent Developments in Intergenerational Mobility. En O. Ashenfelter y D. Card (Eds.), *Handbook of labor economics* (1.^a ed., Vol. 4, p. 1487-1541). Elsevier.

- Breen, R., y Karlson, K. B. (2014). Education and social mobility: New analytical approaches. *European Sociological Review*, 30 (1), 107–118.
- Cárdenas, J.-C., Fergusson, L., y García-Villegas, M. (2021). *La quinta puerta: de como la educación en Colombia agudiza las desigualdades en lugar de remediarlas*. Bogotá: Ariel.
- Carrizosa, E. (1990). *Índices de los árboles de las genealogías del Nuevo Reino de Granada de Juan Flórez de Ocariz* (Instituto Caro y Cuervo, Ed.). Bogotá.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Sáez, E., Turner, N., y Yagan, D. (2017). *Mobility report cards: The role of colleges in intergenerational mobility* (Working Paper n.23618). NBER: National Bureau of Economic Research.
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., y Sáez, E. (2014). Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129 (4), 1553–1623.
- Cilliers, J., y Fourie, J. (2018). Occupational Mobility during South Africa's Industrial Take-Off. *South African Journal of Economics*, 86 (1), 3–22.
- Clark, G. (2014). *The son also rises: surnames and the history of social mobility*. Princeton University Press.
- Clark, G., y Cummins, N. (2013). *Surnames and social mobility: England 1230-2012* (Working Paper n.181). Department of Economic History: The London School of Economics.
- Clark, G., y Cummins, N. (2014). Intergenerational mobility in England, 1858-2012. Wealth, surnames, and social mobility. *The Economic Journal*, 125 (582), 61– 85.
- Clark, G., Cummins, N., Hao, Y., y Diaz-Vidal, D. (2015). Surnames: A new source for the history of social mobility. *Explorations in Economic History*, 55 (1), 3–24.
- Dahan, M., y Gaviria, A. (1999). *Sibling Correlations and Social Mobility in Latin America* (Working Paper n.395). IDB: Inter-American Development Bank.
- DANE (2022). Mercado Laboral de la Juventud. *Boletín Técnico, agosto-octubre 2022*.
- Diaz Vidal, D. (2014). *A surname analysis of social mobility and assortative mating in Chile and Costa Rica*. (Tesis Doctoral). University of California Davis.
- Dribe, M., y Helgertz, J. (2016). The lasting impact of grandfathers: class, occupational status, and earnings over three generations in Sweden 1815–2011. *The Journal of Economic History*, 76 (4), 969–1000.
- Feigenbaum, J. J. (2018). Multiple measures of historical intergenerational mobility: Iowa 1915 to 1940. *The Economic Journal*, 128 (612), F446–F481.
- Gabbuti, G. (2022). *When The Leopard Meets Gatsby. Inheritance, Inequality, and Social Mobility in Liberal and Fascist Italy* (Tesis Doctoral). University of Oxford.
- Galvis, L. A., y Meisel, A. (2014). *Aspectos regionales de la movilidad social y la igualdad de oportunidades en Colombia* (Working Paper n.196). Documentos de trabajo sobre economía regional: Banco de la Republica.

- Guell, M., Mora, J. V., y Telmer, C. I. (2013). The informational content of surnames, the evolution of intergenerational mobility, and assortative mating. *Review of Economic Studies*, 82 (2), 693–735.
- Guell, M., Rodríguez Mora, J. V., y Telmer, C. I. (2007). *Intergenerational Mobility and the Informative Content of Surnames* (Working Paper n.DP6316). CEPR: Centre for Economic Policy Research.
- Guillén de Iriarte, M. C. (2006). *Los estudiantes del Colegio Mayor de Nuestra Señora del Rosario, 1773-1826*. Bogotá: Universidad del Rosario.
- Guillén de Iriarte, M. C. (2008). *Los estudiantes del Colegio Mayor de Nuestra Señora del Rosario, 1826-1842*. Bogotá: Universidad del Rosario.
- Hertz, T., Jayasundera, T., Piraino, P., Selcuk, S., Smith, N., y Verashchagina, A. (2007). The inheritance of educational inequality: international comparisons and fifty-Year trends. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7 (2), 48.
- Instituto Colombiano de Cultura Hispánica. (1992). *Geografía humana de Colombia. región del Pacífico - Tomo IX*. Bogotá: Instituto Colombiano de Antropología e Historia.
- Jaramillo-Echeverri, J., y Álvarez, A. (2023). *The persistence of segregation in education: Evidence from historical elites and ethnic surnames in Colombia* (Working Paper n.58). Cuadernos de Historia Económica: Banco de la República de Colombia.
- Londoño-Vélez, J., Rodríguez, C., & Sánchez, F. (2020). Upstream and downstream impacts of college merit-based financial aid for low-income students: Ser Pilo Paga in Colombia. *American Economic Journal: Economic Policy*, 12(2), 193-227.
- Long, J., y Ferrie, J. (2013). Intergenerational occupational mobility in Great Britain and the United States since 1850. *American Economic Review*, 103 (4), 1109–37.
- Long, J., y Ferrie, J. (2018). Grandfathers matter(ed): Occupational mobility across three generations in the US and Britain, 1850–1911. *Economic Journal*, 128 (612), F422–F445.
- Mejía, J. (2012). *Diccionario biográfico y genealógico de la élite antioqueña y viejocaldense. Segunda mitad del siglo XIX y primera del XX*. Pereira: Editorial Red Alma Mater.
- Mejía, W. J. (1996). *Real Colegio Mayor y Seminario de San Bartolomé: nobleza e hidalguía; colegiales de 1605 a 1820*. Instituto Colombiano de Cultura Hispánica.
- Londoño-Vélez, J., Rodríguez, C., & Sánchez, F. (2020). Upstream and downstream impacts of college merit-based financial aid for low-income students: Ser Pilo Paga in Colombia. *American Economic Journal: Economic Policy*, 12(2), 193-227.
- Modalsli, J. (2015). Estimating occupational mobility with covariates. *Economics Letters*, 133 (804), 77–80.
- Mosquera, S. A. (2014). *Afrochochoanos: orígenes y troncos familiares*. Quibdó: Muntú

- Bantú: Fundación Social Afrocolombiana.

- Moyano, L. M., y Galvis, L. A. (2014). *¿Oportunidades para el futuro?: la movilidad social de los adolescentes en Colombia* (Working Paper n.211). Documentos de trabajo sobre economía regional: Banco de la Republica.
- Narayan, A., Van der Weide, R., Cojocar, A., Lakner, C., Redaelli, S., Gerszon Mahler, D., Thewissen, S. (2018). *Fair Progress? Economic Mobility across Generations around the World*. The World Bank.
- OECD. (2018). *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*. Paris: OECD Publishing.
- Olivetti, C., y Paserman, M. D. (2015). In the name of the son (and the daughter): Intergenerational mobility in the United States, 1850-1940. *American Economic Review*, 105 (8), 2695–2724.
- Pearce, J., y Montoya, J. D. V. (2022). *Elites, poder y principios de dominación en Colombia (1991-2022)* (Working Paper). LACC: London School of Economics.
- Pérez, S. (2017). The (South) American dream: mobility and economic outcomes of first- and second-generation immigrants in nineteenth-century Argentina. *The Journal of Economic History*, 77 (4), 971–1006.
- Pérez, S. (2019). Intergenerational occupational mobility across three continents. *The Journal of Economic History*, 79 (2), 383–416.
- Ramírez-Zuluaga, J. S. (2016). *Movilidad social intergeneracional por ingresos en Colombia* (Tesis Doctoral). Universidad Nacional de Colombia.
- Santavirta, T., y Stuhler, J. (2020). *Name-Based estimators of intergenerational mobility: Evidence from Finnish veterans*. (Mimeo)
- Solon, G. (2018). What do we know so far about multigenerational mobility. *The Economic Journal*, 128 (612), 1–13.
- Torche, F. (2014). Intergenerational mobility and inequality: The Latin American case. *Annual Review of Sociology*, 40, 619–642.
- Torche, F., y Corvalán, A. (2018). Estimating intergenerational mobility with group data: A critique of Clark's the Son Also Rises. *Sociological Methods and Research*, 47 (4), 787–811.
- Tovar, J. (2007). *La manumisión en Colombia: 1821-1851. Un análisis cuantitativo* (Working Paper n.28). Documento CEDE: Universidad de Los Andes.
- Tovar, J. A., y Tovar, H. (2009). *El oscuro camino de la libertad. Los esclavos en Colombia, (1821-1851)*. Bogotá: Ediciones Uniandes.
- Universidad de los Andes. (2020). *Egresados de la Universidad de los Andes*. (Datos sin publicar). Universidad de Los Andes.
- Universidad de los Andes. (2022). *Resultados Generales de Encuesta Laboral*. (Sin publicar)

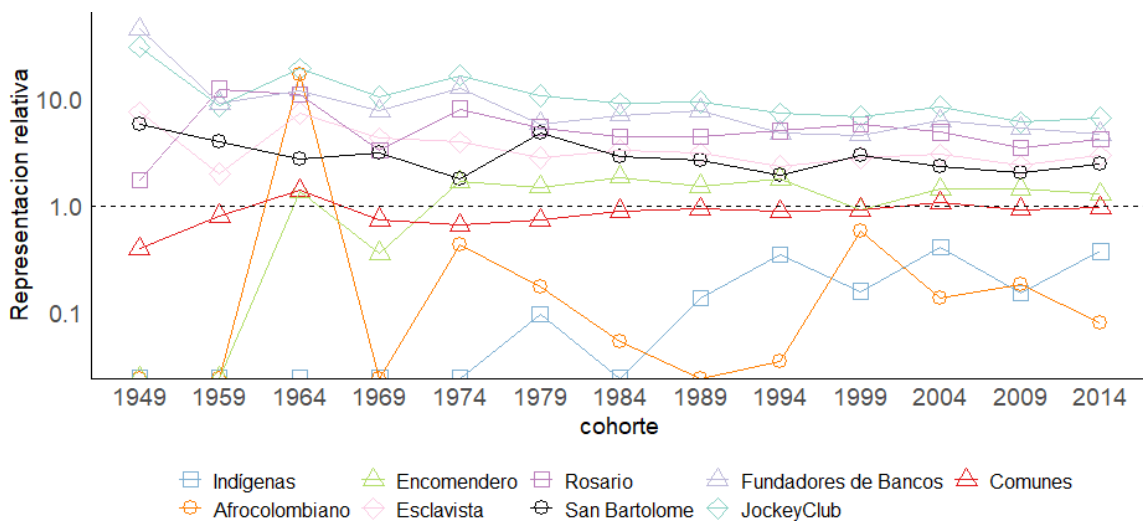
- Vosters, K. (2018). Is the simple law of mobility really a law? Testing Clark's hypothesis. *The Economic Journal*, 128 (612), F404–F421.
- Ward, Z. (2021). *Intergenerational mobility in American history: Accounting for race and measurement error* (Working Paper n.29256). NBER: National Bureau of Economic Research.
- Woessmann, L., Ursprung, H. W., y Schuetz, G. (2005). *Education policy and equality of opportunity* (Working Paper n. 5694). Munich: Center for Economic Studies and Ifo Institute (CESifo).
- Zapata Olivella, M., y Mina Aragón, W. (2014). *El árbol brujo de la libertad: África en Colombia, orígenes-transculturación-persistencia, ensayo histórico mítico*. Bogotá: Ediciones Desde abajo.

7. Apéndice

7.1. Período completo: 1949-2018

La Figura 6 muestra los resultados para el período comprendido entre 1949 y 2018. La *RR* muestra una variación considerable en los primeros años de la universidad, cuando los grupos de los accionistas de los bancos y del Jockey Club aparecen más de 30 veces sobrerrepresentados en los graduados de la universidad.

Figura 6. Representación relativa promedio por grupo



Nota: la línea de puntos indica la representación relativa de 1. El eje y está en escala logarítmica para facilitar la interpretación. Fuente: para los grupos históricos véase Jaramillo-Echeverri y Álvarez (2023). La representación relativa se calcula usando datos de SIMAT y Universidad de los Andes (2020).

7.2. Pruebas de robustez: muestra truncada

Dadas las largas colas derechas de la representación relativa, presento estimaciones truncada en 2 desviaciones estándares de la media. Los resultados en los Cuadro 7 y Cuadro 8 revelan que los patrones encontrados se mantienen y son robustos.

Cuadro 7. Elasticidad intergeneracional en los graduados de Los Andes - muestra truncada

	log (1+RR) 1984-2018								
	Todos (1)	Indígenas (2)	Afrocolombianos (3)	Encomenderos (4)	Esclavistas (5)	Rosario (6)	San Bartolomé (7)	Fundadores Bancos (8)	Jockey Club (9)
Panel A	Rareza: 3-150 titulares								
log (1+RR) 1949-1983	0.497*** (0.012)	0.504 (0.311)	0.112 (0.077)	0.522*** (0.114)	0.540*** (0.028)	0.517*** (0.042)	0.409*** (0.054)	0.321*** (0.086)	0.396*** (0.054)
Constante	0.224*** (0.007)	0.152*** (0.040)	0.088** (0.038)	0.427*** (0.117)	0.359*** (0.033)	0.553*** (0.063)	0.560*** (0.068)	0.961*** (0.160)	0.890*** (0.103)
Observaciones	6,722	105	57	36	471	178	153	50	83
R2 ajustado	0.217	0.015	0.02	0.364	0.444	0.464	0.267	0.209	0.393
Panel B	Rareza: 3-372 titulares								
log (1+RR) 1949-1983	0.683*** (0.015)	0.474 (0.320)	0.164* (0.083)	0.566*** (0.107)	0.719*** (0.035)	0.731*** (0.054)	0.527*** (0.062)	0.460*** (0.119)	0.632*** (0.089)
Constante	0.840*** (0.005)	0.785*** (0.025)	0.746*** (0.021)	0.934*** (0.057)	0.898*** (0.020)	0.985*** (0.039)	1.011*** (0.040)	1.241*** (0.101)	1.148*** (0.082)
Observaciones	7,125	113	66	65	615	255	222	73	107
R2 ajustado	0.221	0.01	0.042	0.299	0.41	0.416	0.244	0.163	0.319
Panel C	Rareza: 3-500 titulares								
log (1+RR) 1949-1983	0.506*** (0.011)	0.510* (0.301)	0.223*** (0.071)	0.500*** (0.071)	0.539*** (0.023)	0.526*** (0.032)	0.424*** (0.041)	0.376*** (0.063)	0.444*** (0.046)
Constante	0.228*** (0.007)	0.144*** (0.037)	0.098*** (0.036)	0.406*** (0.063)	0.350*** (0.024)	0.497*** (0.042)	0.523*** (0.046)	0.744*** (0.097)	0.715*** (0.078)
Observaciones	7,244	113	70	80	688	291	251	91	121
R2 ajustado	0.23	0.016	0.113	0.381	0.452	0.474	0.302	0.275	0.434

Notas: las estimaciones se basan en un modelo OLS con valores truncados de la representación relativa. La *RR* se trunca a dos desviaciones estándar de la media. La columna 1 muestra los resultados agregados utilizando todos los apellidos raros en los Andes. Las columnas 2 a 9 reportan los resultados para cada grupo. El panel A muestra las estimaciones basadas en apellidos raros definidos como aquellos que tienen de 3 a 150 titulares en SIMAT. El panel B muestra los resultados de la definición preferida de rareza discutida en el Apartado 4. Panel C muestra los resultados basados en apellidos raros definidos como aquellos que poseen entre 3 y 500 titulares en SIMAT. Los errores estándar aparecen en paréntesis y *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ indica en nivel de significancia.

Cuadro 8: La élite duradera: elasticidad intergeneracional

	log (1+RR) 1984-2018		
	élite multiperíodo (1)	Solo élite pre- industrial (2)	Solo élite moderna (3)
Rareza: 3-150 titulares			
Panel A log (1+RR) 1949- 1983	0.418*** (0.057)	0.492*** (0.029)	0.254* (0.126)
Constante	0.771*** (0.111)	0.390*** (0.030)	1.208*** (0.187)
Observaciones	82	586	28
R2 ajustado	0.396	0.33	0.102
Rareza: 3-372 titulares			
log (1+RR) 1949- 1983	0.670*** (0.085)	0.628*** (0.035)	0.331* (0.191)
Constante	1.060*** (0.078)	0.925*** (0.018)	1.440*** (0.137)
Observaciones	115	758	34
R2 ajustado	0.533	0.38	0.146
Rareza: 3-500 titulares			
log (1+RR) 1949- 1983	0.552*** (0.043)	0.540*** (0.024)	0.337*** (0.123)
Constante	0.551*** (0.080)	0.373*** (0.024)	1.019*** (0.183)
Observaciones	136	824	37
R2 ajustado	0.553	0.383	0.152

Notas: Las estimaciones se basan en un modelo OLS con valores truncados de la representación relativa. La RR se trunca a dos desviaciones estándar de la media. El panel A muestra las estimaciones basadas en apellidos raros definidos como aquellos que poseen entre 3 y 150 individuos en SIMAT. El panel B muestra los resultados de la definición preferida de rareza discutida en la Apartado 4. Panel C muestra los resultados basados en apellidos raros definidos como aquellos que poseen entre 3 y 500 titulares en SIMAT. Los errores estándar aparecen en paréntesis y *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 indica en nivel de significancia.