

ASISTENCIA A EDUCACIÓN MEDIA EN MONTEVIDEO

Una mirada territorial desde el enfoque de igualdad
de oportunidades

Mariana Valentina Rodríguez Vivas

Programa de Maestría en Economía de la Facultad de Ciencias
Económicas, Universidad de la República.

Montevideo - Uruguay

Enero de 2023

ASISTENCIA A EDUCACIÓN MEDIA EN MONTEVIDEO

Una mirada territorial desde el enfoque de igualdad de
oportunidades

Mariana Valentina Rodríguez Vivas

Tesis de Maestría presentada al Programa de Maestría en Economía de la
Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República, como parte
de los requisitos para la obtención del título de Magíster en Economía.

Director de tesis:

Dra. Luciana Méndez

Codirector de tesis:

Dr. Guillermo Alves

Director académico:

Dra. Andrea Vigorito

Montevideo - Uruguay

Enero de 2023

INTEGRANTES DEL TRIBUNAL DE DEFENSA DE TESIS

Ejemplo: Profesor Titular Dr. Nombre Apellido

Ejemplo: Profesor Titular Dr. Nombre Apellido

Ejemplo: Profesor Titular Dr. Nombre Apellido

Montevideo - Uruguay

Enero de 2023

Agradecimientos

A Luciana Méndez y Guillermo Alves por la dedicación y los valiosos aportes para la realización de este trabajo. A Andrea Vigorito, por el apoyo durante todo el desarrollo de la maestría. A la Universidad de la República, por la excelente formación brindada.

Resumen

Si bien Uruguay ha logrado universalizar el acceso a educación primaria desde hace más de medio siglo, la asistencia de los adolescentes a educación media sigue siendo un problema relevante y se encuentra actualmente presente en la agenda de discusión pública. Este trabajo analiza la evolución de la igualdad de oportunidades en la asistencia a educación media de los adolescentes de 12 a 17 años que residen en Montevideo entre los años 2006 y 2019, combinando elementos del enfoque de igualdad de oportunidades de Roemer (1998) y la literatura que estudia el efecto del barrio sobre los desempeños de los individuos. En base a datos de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) se estiman los Índices de Igualdad de Oportunidades Humanas (HOI) propuestos por el Banco Mundial (Barros et al., 2008) y se analiza la contribución de cada una de las circunstancias utilizando la descomposición Shapley del Índice de Disimilitud.

Se encuentra que la igualdad de oportunidades aumenta en el período de estudio, con un incremento de 7,14 puntos en el índice HOI, impulsado principalmente por un aumento en la cobertura y por una reducción -de menor magnitud- en la desigualdad entre grupos. La asistencia a un centro educativo privado, el nivel educativo del jefe/a de hogar, el ingreso del hogar y el barrio de residencia se destacan como las variables que explican en mayor medida la desigualdad. Particularmente, se encuentra que el barrio de residencia explica alrededor de un cuarto de la desigualdad en la asistencia a educación media de los adolescentes.

Palabras clave

Palabras clave: Igualdad de oportunidades; Educación; Efecto barrio; Segregación

Clasificación JEL: D63, I24, R23

Abstract

Although Uruguay has achieved universal access to primary education for more than half a century, the attendance of adolescents in secondary education is still a relevant problem and is currently on the agenda of public discussion. This paper analyzes the evolution of equality of opportunities in secondary education attendance among adolescents aged 12 to 17 between 2006 and 2019, combining elements of Roemer's (1998) equality of opportunities approach and the literature that studies the neighborhood's effect on individuals' performance. Based on the data of Continuous Household Surveys (ECH) we estimate the Human Opportunity Indexes (HOI) proposed by the World Bank (Barros et al., 2008), and we analyze the contribution of each of the circumstances using the Shapley decomposition of the Dissimilarity Index.

We find an increase in the equality of opportunity over the period analyzed, with an increase of 7.14 points in the HOI index, driven mainly by an increase in coverage and by a reduction in inequality between groups. Attendance at a private educational center, the educational level of the head of the household, the household income, and the neighborhood are the variables that explain the inequality to a greater extent. In particular, we find that the neighborhood of residence explains about a quarter of the inequality in high school attendance among adolescents.

Keywords

Keywords: Equality of opportunity; Education; Neighborhood effects; Segregation

JEL Codes: D63, I24, R23

Tabla de contenidos

1.	Introducción	1
2.	La educación media en Uruguay	6
3.	Marco teórico	11
3.1.	Igualdad de oportunidades	11
3.2.	Función de producción educativa y el rol del barrio	14
4.	Antecedentes	17
4.1.	Antecedentes internacionales	17
4.2.	Antecedentes nacionales	20
5.	Estrategia empírica	22
5.1.	Datos	22
5.2.	Metodología	23
5.3.	Definición de variables	27
6.	Estadísticas descriptivas	29
7.	Resultados	34
8.	Chequeos de robustez	43
9.	Discusión	44
9.1.	Evolución de la igualdad de oportunidades	45
9.2.	La importancia del barrio	46
10.	Conclusiones	49
	Referencias	51
	Anexos	59

1. Introducción

El estudio de los determinantes de los desempeños educativos ha sido ampliamente abordado por la literatura académica. La relevancia de analizar las desigualdades educativas radica en la importancia de la educación como determinante de los ingresos futuros y la trayectoria en el mercado laboral de las personas (Card, 1999; Checchi, 2006, Heckman et al., 2008).

Las diferencias en los logros educativos explican una parte importante de la desigualdad de ingresos de los hogares y constituyen uno de los principales canales que habilita la movilidad social (Checchi, 2001, 2006; Gregorio y Lee, 2002). Debido a esto, la búsqueda de equidad educativa puede conducir a una reducción de las desigualdades sociales en general. Además, la educación es considerada como componente clave del bienestar, como un derecho básico de las personas y como herramienta de pensamiento crítico, por lo cual ampliar la cobertura y calidad educativa constituye un fin en sí mismo.

Por otro lado, las desigualdades educativas pueden generar ineficiencias económicas, conduciendo a un nivel de crecimiento subóptimo (Alesina y Perotti, 1996; World Bank, 2005). La deserción educativa a edades tempranas se asocia con tasas mayores de delitos y crimen, mientras que las mejoras en educación se relacionan con mejores resultados en salud y participación democrática (Hanushek and Woessmann, 2007; Loncher, 2011). En este sentido, reducir las desigualdades educativas podría ser considerado un objetivo deseable por parte de la sociedad en su conjunto.

Actualmente en Uruguay la educación es obligatoria desde los 4 años de edad hasta culminar educación media¹. Si bien a partir de la década de 1960 se produjo una fuerte expansión de los niveles de escolarización, lográndose llegar casi a la universalidad de egreso de primaria, se estima que en 2019 apenas el 42,7% de los jóvenes de entre 21 y 23 años acredita haber culminado educación media (INEEd, 2020).

Diversos reportes del Instituto Nacional de Evaluación Educativa de Uruguay (INEEd) analizan la evolución de la cobertura del sistema educativo y comparan los resultados de

¹ La educación obligatoria consta de dos años de educación preescolar, seis años de primaria, tres años de educación media básica y tres años de educación media superior (Ley General de Educación N° 18.437).

Uruguay con otros países de la región (INEEd 2018, 2020). Estos informes documentan que la cobertura del sistema educativo en sus distintos niveles logró aumentar de forma significativa entre 2006 y 2017, aunque aún persisten grandes diferencias por quintiles de ingreso de los hogares para la asistencia de los adolescentes, particularmente en las edades de 15 a 17 años (INEEd, 2018).

Respecto a comparaciones regionales, Uruguay se posiciona dentro de los primeros lugares en la asistencia educativa de niños de 4 a 11 años, pero al considerar los adolescentes de 15 a 17 años se ubica en los niveles promedio de América Latina, por debajo de Chile, Brasil y Argentina² (INEEd, 2018). Además, al analizar las tasas de egreso de educación media se encuentran peores resultados en la comparación regional. Si bien las estimaciones del INEEEd indican que la tasa de egreso de educación media de los jóvenes de 21 a 23 años creció 10,5% entre 2006 y 2019, sigue posicionándose considerablemente por debajo del promedio de América Latina (21,2 puntos porcentuales para 2018, según estimaciones de la CEPAL) (INEEd, 2020).

Diversos estudios han ahondado en la búsqueda de los determinantes de los logros educativos para Uruguay. En este sentido, es abundante la literatura que resalta la importancia de las características socioeconómicas del hogar de origen como variables relevantes al momento de explicar las diferencias en los desempeños educativos de los niños y adolescentes (Bucheli y Casacuberta, 2000, 2010; de Melo et al., 2015, de Melo y Machado, 2018). Otros estudios encuentran que también son relevantes las habilidades cognitivas y no cognitivas –que a su vez son moldeadas por los inputs parentales-, el desarrollo de la personalidad, el género y la ascendencia étnico-racial (Bucheli y Casacuberta, 2010; de Melo et al., 2015; de Melo y Machado, 2018; Méndez y Ramos, 2022).

Por otro lado, varios estudios concluyen que el contexto de la zona de residencia se vincula de forma significativa con los desempeños de las personas (Kaztman, 1999; Kaztman y Retamoso, 2007). El lugar de residencia se encuentra correlacionado con los logros educativos, la edad de comienzo de la maternidad y paternidad, la edad de ingreso al mercado laboral, la ocupación potencial, el salario, entre otras (Kaztman, 1999; Arim, 2008). El entorno social inmediato resulta relevante para explicar los diferenciales en los

² En el informe se presenta la cobertura educativa para los tramos etarios de 4 y 5 años, 6 a 11 años, 12 a 14 años y 15 a 17 años, para Argentina, Brasil, Chile, Uruguay, Paraguay y el promedio de América Latina.

desempeños de los niños en pruebas estandarizadas (Katzman y Retamoso, 2007), en la asistencia y en la repetición escolar de niños y adolescentes (Katzman, 1999; Bracco, 2019).

Poder analizar de forma causal el efecto del barrio, se presenta como dificultad que la decisión de dónde residir es endógena, y no se encuentran estudios de este tipo para el caso de Uruguay. Sin embargo, trabajos para Estados Unidos han demostrado que el contexto socioeconómico del barrio de residencia tiene un impacto significativo sobre los desempeños educativos de los niños y efectos sobre la movilidad intergeneracional (Chetty et al., 2016; Chetty y Hendren, 2018a, 2018b). Estas investigaciones encuentran, además, que estos efectos son mayores cuando la exposición a barrios de contexto socioeconómico favorable se realiza desde temprana edad.

El contexto del barrio se torna relevante cuando la composición socioeconómica entre ellos es diferente, lo que se conoce en la literatura económica como segregación residencial³. La teoría señala que el entorno del barrio opera a través de efectos de pares, modelos de rol, generación de redes de contacto, transmisión de normas culturales, entre otros (Jencks y Mayer, 1990; Brooks-Gunn et al., 1993; Benabou, 1996; Katzman, 1999; Mayer, 2002). En esta literatura, algunos investigadores se han interesado en analizar el posible impacto que los procesos de segregación residencial pueden tener sobre la desigualdad de ingresos actual y futura, en parte debido a los diferenciales en los logros educativos (Mayer, 2002; Fogli y Guerrieri, 2019).

El principal motivo para poner el foco en las desigualdades entre barrios en este análisis tiene su origen en la vasta evidencia que sustenta que Montevideo es una ciudad segregada en función de las características socioeconómicas de los hogares (Katzman, 1999; Cervini y Gallo, 2001; Calvo et al., 2002; Veiga, 2005; Katzman y Retamoso, 2005, 2007; Aguiar y Filardo, 2015). A su vez, son varios los estudios que evidencian que las décadas del 1980 y 1990 mostrarían una tendencia al aumento de estos niveles (Katzman, 1999; Cervini y Gallo, 2001; Calvo et al., 2002).

³ La segregación residencial es definida por Massey y Denton (1988) como el grado en el que dos o más grupos socioeconómicos de población residen en áreas diferentes dentro de una ciudad. Estamos ante la presencia de segregación residencial cuando los individuos de un mismo grupo social se aglomeran en una zona particular de la ciudad.

Estudios más recientes encuentran que la segregación residencial por ingresos en Montevideo tuvo un leve aumento desde 2006 hasta 2012, con una caída significativa a partir de ese año y al menos hasta 2017 (Vázquez, 2018). Sin embargo, al analizar variables de características más estructurales, la segregación residencial sigue tendencias distintas. Particularmente, la segregación residencial aumenta en el caso de los adultos que acreditan un nivel de educación media culminado y para los hogares con ocupaciones laborales de alto estatus (Rodríguez Vivas, 2019).

En vistas del crecimiento de las tasas de egreso de educación media, en el que aún persisten grandes desigualdades entre niveles socioeconómicos, resulta relevante investigar cómo evolucionó la desigualdad de oportunidades educativas de los adolescentes. La desigualdad de oportunidades se interpreta en este trabajo a partir del marco teórico de Roemer (1998), entendiendo que los logros de los individuos se encuentran determinados por dos factores: sus circunstancias -factores exógenos- y su esfuerzo individual. En este contexto, la desigualdad de oportunidades se define cómo la aquella parte de la desigualdad que surge de circunstancias sobre las que los individuos no son responsables.

Este trabajo busca poner especial énfasis en lo que refiere a las desigualdades en la asistencia a educación media en el territorio, considerando el barrio de residencia como una circunstancia para los adolescentes. Uno de los supuestos principales de los que se parte radica en asumir que la decisión de en qué barrio residir es tomada por los padres o tutores y que no depende de la voluntad de los adolescentes.

Si bien trabajos anteriores destacan la relevancia del entorno del barrio sobre el abandono educativo adolescente, no se encuentra evidencia nacional que estudie este vínculo desde el enfoque de igualdad de oportunidades. Este trabajo busca aportar a la literatura nacional combinando elementos del enfoque de igualdad de oportunidades y la literatura que estudia el efecto del barrio de residencia sobre los desempeños de los individuos. Por otra parte, se espera aportar evidencia sobre la evolución de la igualdad de oportunidades en un resultado relevante para la agenda nacional como es la asistencia de los adolescentes a la educación media.

En particular, este trabajo tiene dos objetivos específicos. El primero consiste en analizar cómo evolucionó la desigualdad de oportunidades en la asistencia a educación media para

los adolescentes de 12 a 17 años de edad en Montevideo. En segundo lugar, estimar cuánto de esa desigualdad se explica por el barrio de residencia de los adolescentes.

Se utilizan las bases de datos de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE) de los años 2006 a 2019. Mediante el cálculo de Índices de Igualdad de Oportunidades (HOI) propuestos por el Banco Mundial (Barros et al., 2008) se analiza la evolución de las desigualdades de oportunidades en la asistencia a educación media de los adolescentes. La importancia de cada una de las circunstancias consideradas en la desigualdad se estima utilizando la descomposición Shapley del Índice de Disimilitud.

Se encuentra que la igualdad de oportunidades aumenta en el período de estudio, con un incremento de 7,14 puntos en el índice HOI, impulsado principalmente por un aumento en la cobertura y por una reducción -de menor magnitud- en la desigualdad entre grupos. La asistencia a un centro educativo privado, el nivel educativo del jefe/a de hogar, el quintil de ingresos del hogar y el barrio de residencia se destacan como las variables que explican en mayor medida la desigualdad. Particularmente, se encuentra que el barrio de residencia explica alrededor de un cuarto de la desigualdad en la asistencia a educación media de los adolescentes.

Este documento se estructura de la siguiente forma. La segunda sección está destinada a describir brevemente el sistema educativo uruguayo, particularmente en lo que respecta a educación media. En la tercera sección se expone el marco teórico. En el cuarto apartado se presentan la literatura internacional y nacional antecedente. Posteriormente, se detalla la estrategia empírica, explicitando las fuentes de datos, la metodología y la definición de las variables a utilizar. En la sexta sección se presentan las principales estadísticas descriptivas. En el séptimo apartado se muestran los resultados y en el octavo los chequeos de robustez realizados. Posteriormente, en la novena sección, se discuten las implicancias de los resultados y los canales por los que el barrio de residencia puede estar afectando la asistencia educativa de los adolescentes. Finalmente, se presentan las conclusiones del trabajo.

2. La educación media en Uruguay

El objetivo de esta sección consiste en describir la estructura del sistema educativo de Uruguay y en particular la forma de asignación de estudiantes, docentes y recursos en educación media. Finalmente, se describe brevemente como se distribuye la oferta de educación media pública y privada y las diferencias territoriales que se encuentran en la asistencia a este nivel educativo.

El sistema educativo de Uruguay está organizado en cuatro niveles: educación inicial, educación primaria, educación media (dividida en básica y superior) y educación terciaria. La educación obligatoria comprende educación inicial desde los 4 años (2 años), educación primaria (6 años), y educación media básica (3 años) y superior (3 años), con un total de 14 años de educación obligatoria (INEEd, 2016). La educación media básica es obligatoria desde 1973, mientras que la educación media superior se volvió obligatoria con la Ley Nacional de Educación del año 2008 (INEEd, 2016).

Dentro de la oferta pública en educación media los estudiantes pueden elegir entre dos subsistemas: Educación Secundaria (liceos públicos) o Educación Técnico Profesional – UTU (escuelas técnicas y agrarias). Ambos se encuentran regulados por Administración Nacional de Educación Pública (ANEP): los liceos públicos y privados son regulados por la Dirección General de Educación Secundaria (DGES), mientras que las escuelas técnicas son reguladas por la Dirección General de Educación Técnico Profesional (DGETP).

Según datos del INEEEd (2016), en educación media básica la oferta pública concentraba en el año 2013 al 86% de los asistentes, y dentro de esta, solo el 18% asistía a cursos de escuelas técnicas. En el caso de la educación media superior, el 89% de los asistentes concurría a centros públicos, y estos se dividían entre un 72% en liceos y un 28% en escuelas técnicas.

Respecto a las edades teóricas para cursar los ciclos de educación obligatoria, se supone que la educación inicial obligatoria corresponde a las edades de 4 y 5 años, se ingresa con 6 años de edad a educación primaria, y con 12 años a la educación media básica. De esta

forma, educación media básica se cursaría (teóricamente) entre los 12 y los 14 años, y educación media superior entre los 15 y los 17⁴ (INEEd, 2016).

Los criterios y procesos de asignación de los estudiantes a centros educativos públicos se encuentran escasamente sistematizados. Un informe reciente del INEEd (2022), realiza un primer relevamiento histórico de las normativas que regulan los procesos de inscripción y asignación a los centros educativos públicos que se encuentran bajo la órbita de la ANEP (primeros años de educación inicial y toda la educación obligatoria); y analiza los vínculos entre estos mecanismos y la segregación en las escuelas.

El informe plantea que Uruguay ha transitado en las últimas décadas del criterio de asignación por distancia territorial a uno que podría considerarse de libre elección entre centros (INEEd, 2022). En la disposición vigente (Circular N.º 399 de 1999) la asignación de los alumnos a los centros es según la distancia del hogar al centro educativo, definiendo un “radio escolar” para cada centro. Sin embargo, esta normativa se ha vuelto más flexible en la práctica para contemplar las preferencias de las familias.

La inscripción a primer año de educación media básica se realiza desde 2017 mediante un proceso centralizado de “inscripción temprana”, para que todos los estudiantes tengan un centro asignado antes de finalizar primaria. Las familias eligen tres centros de enseñanza técnica (UTUs) o educación general (liceos) en orden de preferencia, mientras que los centros analizan la disponibilidad de cupos para primer grado considerando la proyección de repetidores. Luego se asignan los estudiantes mediante un algoritmo informático que busca que la mayor cantidad posible sea asignado a la opción elegida, o al menos a la mejor posible, considerando un orden de prioridad en función de la vulnerabilidad socioeducativa.

Se asigna priorizando: i. A los estudiantes que provienen de Centros Educativos Asociados⁵; ii. Quienes provienen de escuelas especiales o de programas priorizados; iii. En función de un índice de vulnerabilidades⁶; iii. Estudiantes provenientes de escuelas rurales, iv. Los mayores de 18 años. Finalmente, una vez que todos los estudiantes

⁴ Estas son las edades teóricas al 30 de abril del año lectivo para cada ciclo educativo.

⁵ Centros cercanos a la escuela.

⁶ Este índice considera las inasistencias y calificaciones pasadas, el acceso a planes sociales, la extra edad, entre otros (INEEd, 2022).

provenientes del sistema educativo público fueron asignados, se procesan los casos de los estudiantes que vienen de escuelas privadas y desde el exterior.

En un estudio reciente, Rivero y Viera (2021) analizan cualitativamente las trayectorias de los adolescentes y jóvenes por educación media en Uruguay. Este estudio encuentra que la cercanía al hogar parece ser un factor fundamental en la elección del centro educativo en enseñanza media básica, sin embargo, en la educación media superior se prioriza más la oferta del centro, el barrio dónde se ubica y la disponibilidad de transporte.

En lo que respecta a la asignación de los docentes a los liceos, en los liceos públicos ésta se realiza anualmente y de forma centralizada. Los docentes eligen cada año las horas que desean tomar de un *stock* de grupos y liceos disponibles. El orden en el que eligen está definido en primer lugar por el grado⁷ -antigüedad docente- y en segundo lugar por la calificación -indicador en base a puntajes de clases y asistencia-⁸. Este orden de elección conduce a que los docentes con mayor experiencia y mejores puntajes sean los primeros en el elegir los liceos y cursos en el que desean trabajar.

Algunos trabajos han señalado el posible efecto negativo del mecanismo de elección de horas docentes sobre la distribución equitativa de recursos y la planificación a largo plazo del centro educativo (Pasturino, 2015; Santiago et al., 2016). Se ha documentado que a medida que los docentes avanzan en la lista de elección, tienden a concentrarse en liceos de contexto sociocultural más favorable. De esta forma, los liceos de educación media superior y de mayor nivel socioeconómico tienden a captar a los docentes con más experiencia, mientras que en los liceos de educación media básica y en contextos más vulnerables quedan concentrados los docentes de menor antigüedad (Pasturino, 2015). Dado que el salario aumenta con el grado, este mecanismo conduce a una asignación regresiva de los recursos destinados a salarios, que constituyen la mayor parte del presupuesto educativo.

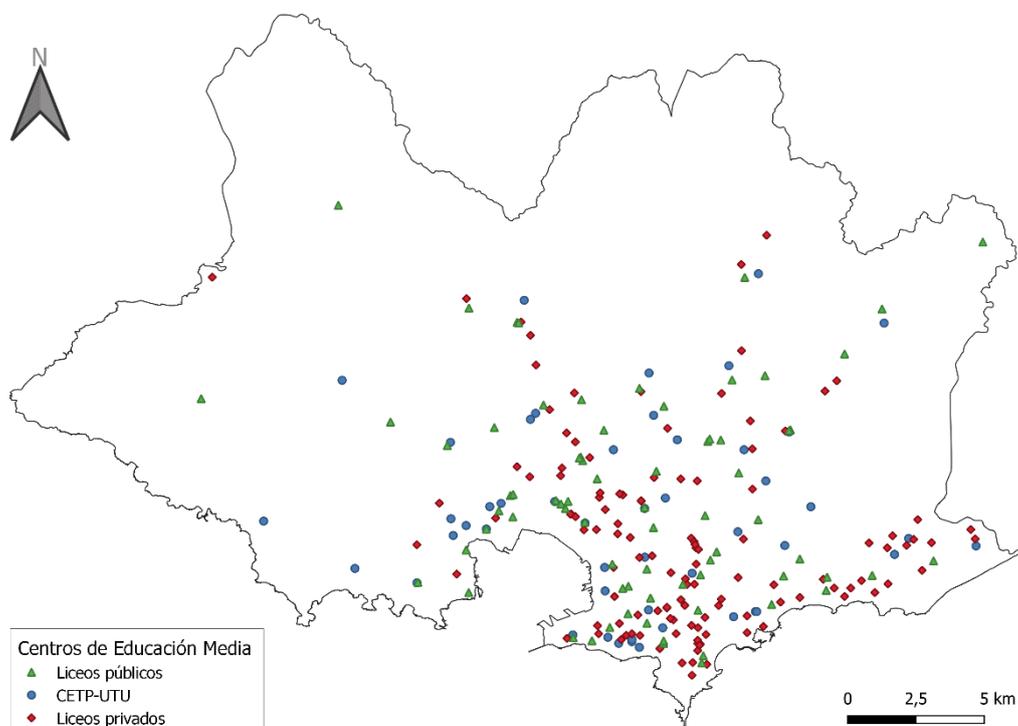
En la Figura 1 se presenta la localización geográfica de los centros de educación media de Montevideo, distinguiendo entre liceos públicos, escuelas técnicas (CTEP-UTU) y liceos privados. La oferta educativa se concentra en la zona más céntrica y más

⁷ Los grados docentes van de primero a séptimo y se aumenta de grado cada 5 años de antigüedad.

⁸ La actividad computada es un indicador que involucra el puntaje de dirección, el puntaje de inspección, la asistencia y la antigüedad.

densamente poblada del departamento, mientras que en las zonas más periféricas de la ciudad la oferta se encuentra más espaciada en el territorio.

Figura 1. Centros de Educación Media en Montevideo



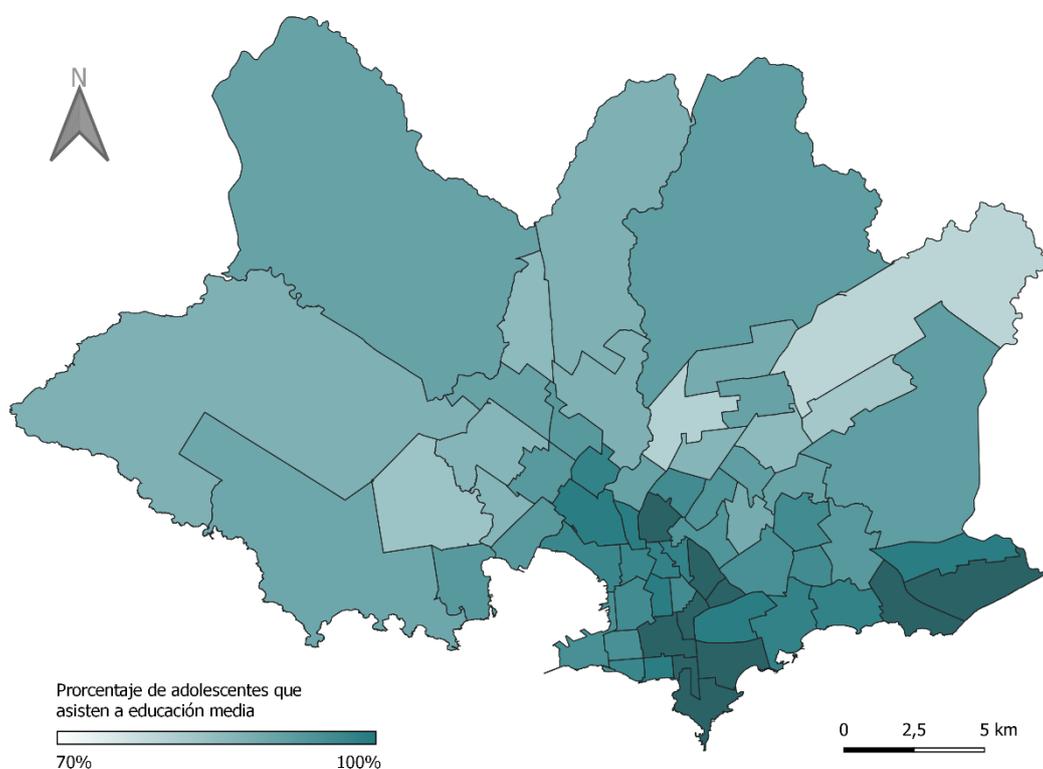
Fuente: Elaboración propia en base al Sistema de Información Geográfico de ANEP⁹ y al listado de liceos privados habilitados de ANEP¹⁰

Cómo se mencionó en la introducción, informes del INEEd (2018, 2020) encuentran que, si bien mejoró la asistencia educativa de los adolescentes en términos promedio, aún se mantienen grandes diferencias entre niveles socioeconómicos. Como Montevideo es una ciudad segregada en función de los ingresos y el nivel educativo de los hogares, es esperable que esta diferencia en la asistencia de los adolescentes tenga un correlato espacial. En la Figura 2 se presenta el mapa del departamento de Montevideo con el porcentaje de adolescentes de 12 a 17 años que asisten a educación media, por barrios para los años 2017-19.

⁹ Disponible en <http://sig.anep.edu.uy/siganep/Mobile/Index>

¹⁰ Los centros georreferenciados corresponden a los habilitados en el año 2021

Figura 2. Porcentaje de adolescentes de 12 a 17 años que asisten a la educación media por barrios para los años 2017-19



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2017-2019

La asistencia a educación media de los adolescentes de 12 a 17 años de Montevideo alcanzó en 2017-19 un promedio estimado de 91,8%, según datos de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH). Sin embargo, se observan diferencias importantes entre los barrios de Montevideo: mientras que todos los adolescentes encuestados de los barrios Cordón, Tres Cruces, Brazo Oriental, La Blanqueada, Parque Rodó, Pocitos y Punta Gorda, asistían a educación media; cerca del 20% de los que residían en Villa García-Manga Rural, Casavalle y Punta de Rieles-Bella Italia, se encontraban desvinculados del sistema educativo.

La información precedente justifica la consideración del barrio de residencia como una posible fuente de desigualdad. La mirada territorial puede aportar, en este sentido, a analizar la problemática de la igualdad de oportunidades en la asistencia desde una nueva perspectiva.

3. Marco teórico

La presente sección expone los enfoques de referencia a través los cuales se analiza la igualdad de oportunidades en la asistencia a educación media de los adolescentes. En una primera subsección se introduce el enfoque de igualdad de oportunidades. En segundo lugar, se presenta el modelo de función de producción educativa y se exponen diversos abordajes teóricos que plantean los canales por los que el barrio de residencia puede afectar los resultados educativos.

3.1. Igualdad de oportunidades

Los conceptos normativos sobre la justicia y la igualdad han sido ampliamente debatidos, y en la base de estos intercambios se halla la autocomprensión de las personas como iguales. Sobre esta base, es que la filosofía ha reflexionado sobre cuál es la concepción de justicia que nos permite ser tratados como iguales (Cohen, 1989; Anderson, 1999). En este marco, y bajo las distintas interpretaciones de la igualdad y la justicia, diversos autores han expuesto teorías sobre la igualdad, para poder responder a la pregunta de qué es lo que debemos igualar para ser tratados justamente –bienestar, libertad, medios, capacidades, oportunidades, resultados, entre otras- (Arneson, 1989; Cohen, 1989; Anderson, 1999; Dworkin, 1981a; 1981b; Sen, 1992; Roemer, 1998a, Rawls, 1999).

A grandes rasgos, se podría plantear que la discusión sobre la igualdad tiene dos grandes corrientes: la igualdad de oportunidades y la igualdad de resultados (Gasparini et al., 2013). Bajo el primer concepto, lo que debemos igualar para ser justos son las oportunidades con las que contamos para transformar los recursos en logros. En este contexto, serán justificables las desigualdades en resultados, siempre que los individuos partan del mismo punto, y las diferencias entre ellos sean atribuibles al esfuerzo; mientras que las diferencias en resultados de individuos que se esfuerzan de la misma forma no serían tolerables moralmente. Por otro lado, bajo la noción de igualdad de resultados, cualquier nivel de desigualdad sería considerado injusto (Gasparini et al., 2013).

Generalmente, el concepto de igualdad de oportunidades suele ser más aceptado que el de igualdad de resultados, ya que algunas diferencias en los resultados pueden ser consideradas moralmente justas, por ejemplo, aquellas derivadas del talento o del

esfuerzo. Sin embargo, la igualdad de oportunidades resulta más compleja de llevar adelante empíricamente, debido a que el esfuerzo es una variable no observable.

En el contexto de este debate, John Roemer presenta un enfoque de justicia que se basa en la igualdad de oportunidades, concebida como la igualdad de acceder a aquellos bienes o servicios que se consideran relevantes para el desarrollo de la vida en sociedad. Roemer plantea que los logros de los individuos se encuentran determinados por dos factores: sus *circunstancias*, factores exógenos, que no se encuentran bajo su control -tales como las características del hogar de origen-; y su *esfuerzo*, que es determinado de forma autónoma por el individuo. Las distintas combinaciones de circunstancias permiten diferenciar a los individuos en distintos *tipos* (Roemer, 1998a).

Las diferencias en los resultados de los distintos *tipos* de individuos se atribuyen a desigualdades en las circunstancias, mientras que las diferencias de resultados dentro de cada *tipo* pueden ser atribuidas a diferencias en el esfuerzo. En este sentido, sería considerado justo que dos personas con las mismas circunstancias alcancen distintos resultados si su nivel de esfuerzo es diferente, pero no serían tolerables aquellas desigualdades que se deban a características que están fuera de su control. En este contexto, la igualdad de oportunidades se alcanza cuando la distribución del resultado que observamos es independiente de la distribución de las circunstancias de los individuos.

Siguiendo la notación de Roemer (1998a), se define que el resultado de cada individuo (x_i) se puede expresar como una función de sus circunstancias (c_i) y del esfuerzo (e_i):

$$x_i = \lambda(c_i, e_i)$$

Para que haya igualdad de oportunidades, el resultado debería ser independiente de las circunstancias, por lo cual debe haber independencia estocástica entre x y c :

$$F(x|c) = F(x) \quad \forall c \in C$$

La distinción entre las variables a considerar como exógenas, independientes de las decisiones de los individuos, y las variables sobre las que el individuo tiene control, distan de ser obvias. Uno de los principales debates en torno a la teoría de igualdad de oportunidades de Roemer se centra en qué es lo que debemos considerar como circunstancias de los individuos. Por ejemplo, el género y la raza suelen ser aceptados como circunstancias, pero no sucede lo mismo con el talento o la predisposición al

esfuerzo (Gasparini et al., 2013). Definir las circunstancias cuando queremos analizar la igualdad de oportunidades en niños pequeños puede resultar más sencillo –puede argumentarse que casi todo es circunstancia-, pero cuando se piensa en adultos la distinción entre qué es circunstancia y qué es esfuerzo se vuelve más difusa. En un extremo, si todo lo que afecta a los resultados es considerado una circunstancia, la igualdad de oportunidades se equipara a la igualdad de resultados (Gasparini et al., 2013).

En esta misma línea, un punto a destacar respecto a esta teoría consiste en la concepción de las preferencias como exógenas a los individuos. En la teoría de Roemer, la formación de preferencias depende de las circunstancias y los modelos de rol a los que el individuo se encuentra expuesto, por lo que no sería posible comparar de forma directa el esfuerzo hecho por individuos de distintos tipos (Roemer, 1998a).

Esta concepción de las preferencias como exógenas no es de consenso en la literatura. Dworkin, en su teoría de igualdad de recursos planteaba que para ser justos se requería compensar a los individuos por aquellos aspectos de su situación que no dependían de su responsabilidad individual, mientras que aquellas diferencias que surgían de los actos o creencias de los individuos eran justificables desde el punto de vista normativo. En este contexto, Dworkin consideraba que los individuos son responsables de sus preferencias, al contrario de lo argumentado por Roemer (Dworkin, 1981; Roemer, 1998b).

Esta distinción respecto a cómo considerar las preferencias, es particularmente importante si entendemos que los individuos adaptan sus preferencias a las circunstancias. En un contexto de preferencias adaptativas, los individuos que se encuentran en una situación socioeconómica favorable pueden estar más predispuestos a fijarse metas educativas exigentes en el largo plazo, mientras que otros en contextos más vulnerables pueden no considerar esas alternativas como posibles.

Bajo este marco normativo, también resulta relevante el rol que se le da a las habilidades, entendidas como la capacidad de los individuos de transformar los recursos en logros, un concepto muy similar al definido por la teoría de igualdad de capacidades de Sen (Sen, 1992). Individuos de distintos tipos, con distintas habilidades, pueden conseguir diferentes logros por más que la dotación de recursos y el esfuerzo destinado sea el mismo, y esto no sería considerado justo bajo el marco normativo de Roemer.

En el caso del presente trabajo, se aplicará el marco teórico de igualdad de oportunidades de Roemer para analizar la asistencia a educación media de los adolescentes en Montevideo. En base a este enfoque, se definen ciertas circunstancias –género, educación de los padres, barrio de residencia, entre otras- en base a las cuales se podrán caracterizar individuos de distintos *tipos* –obteniendo tantos *tipos* como posibles combinaciones de circunstancias-, y se analizará la desigualdad entre ellos. Particularmente, es de interés en este trabajo estimar cuánto contribuye el barrio de residencia en la desigualdad en la asistencia de los adolescentes, una vez controladas las demás circunstancias.

La definición de las circunstancias que se consideran en este trabajo –se expondrán con más detalle en la estrategia empírica- parte de la premisa de que muchas de las variables que se correlacionan de forma significativa con la probabilidad de asistencia a educación media de los adolescentes se encuentran fuera de su control. Particularmente, se parte del supuesto de que la decisión del barrio de residencia es tomada por los padres o tutores y que no depende de la voluntad de los adolescentes.

Adolescentes de *tipos* distintos, es decir, que parten de circunstancias distintas, podrían tener probabilidades diferentes de asistir a la educación, más allá de su nivel de esfuerzo. Bajo el marco normativo de Roemer, para tener una distribución justa de los resultados educativos –en este caso, la probabilidad de asistencia- se debería encontrar independencia estocástica entre las circunstancias y los resultados.

3.2. Función de producción educativa y el rol del barrio

Diversos trabajos teóricos han desarrollado modelos que buscan explicar los resultados educativos, y a su vez, varios estudios analizan el vínculo entre las decisiones de residencia de los individuos y los resultados educativos esperados. La presente subsección tiene como objetivo relacionar ambos desarrollos teóricos, vinculando los modelos de función de producción educativa con los abordajes teóricos que explican los canales por los que el lugar de residencia puede afectar las decisiones de educación de las personas.

La literatura económica que estudia la oferta y demanda por educación ha desarrollado modelos que permiten explicar la demanda de formación en capital humano como una función de características y recursos de los individuos. Checchi (2006) plantea un modelo

de Función de Producción Educativa (FPE) en el cual el resultado educativo es una función definida de la siguiente forma:

$$\Delta H_{it} = f (A_i, S_{it}, E_{it}, H_{it})$$

La formación de capital humano del individuo i en el período t (ΔH_{it}) es una función de cuatro inputs principales: la habilidad -inobservable- de los individuos (A_i), el tiempo dedicado por el individuo a educarse (S_{it}), los recursos per cápita invertidos en educación -docentes, tamaño de las clases, características de los centros educativos- (E_{it}), y el stock inicial de capital humano del individuo i en el período t -clima educativo del hogar, efecto de pares- (H_{it}).

Por otra parte, diversos estudios han encontrado que el entorno del lugar de residencia tiene efecto sobre la educación y los ingresos futuros de los individuos. Una de las principales modelizaciones del efecto del barrio sobre estos resultados es el modelo de Benabou (1993), que formaliza los vínculos entre las decisiones de locación, la inversión en educación y la producción. En este modelo, los individuos eligen si ser trabajadores calificados, no calificados -que son complementarios en la producción- o permanecer fuera del mercado de trabajo, y en qué lugar de la ciudad residir. La educación se considera un bien público local, que tiene un costo decreciente cuanto mayor sea la fracción de individuos del barrio que invierten en educación. Esto se justifica en la posibilidad de tener externalidades fiscales -suponiendo que los trabajadores con mayor capacitación ganan mayores salarios-, o por externalidades de capital humano -por efecto de pares o redes sociales-. Se llega a un equilibrio en el que los individuos de diferentes clases sociales deciden segregarse en la ciudad respondiendo a las externalidades locales (Benabou, 1993). De esta forma, segregación residencial y las brechas en los resultados educativos entre barrios se retroalimentan.

En el marco de la función de producción educativa propuesta por Checchi (2006), y en línea con el modelo propuesto por Benabou (1993), se puede plantear que la decisión sobre el lugar de residencia de los padres tiene impactos sobre el contexto o entorno en el que los hijos se desarrollan, impactando así en sus resultados educativos. De esta forma, se considera el barrio de residencia como parte de los determinantes del contexto familiar, incorporándolo como un factor (*input*) dentro de la función de producción educativa.

Uno de los principales mecanismos que se menciona en la literatura para explicar el efecto de la composición social del barrio sobre los resultados educativos de los individuos es el efecto del grupo de pares (Benabou, 1996; Jencks y Mayer, 1990; Brooks-Gunn et al., 1993; Katzman, 1999; Mayer, 2002; Checchi, 2006). El efecto de los pares tiene como sustento teórico el supuesto de que el comportamiento de un individuo se ve afectado por las actitudes y decisiones que toman otros con los que interactúa y que pertenecen a su grupo de referencia (Jencks y Mayer, 1990; Katzman, 1999; Checchi, 2006). Las relaciones con pares en el barrio de residencia conducen a que la composición social del barrio y las características de estos pares afecten las decisiones y los resultados de los individuos (Jencks y Mayer, 1990; Brooks-Gunn et al., 1993; Katzman, 1999).

Por otro lado, el entorno del barrio puede afectar los resultados educativos a través del efecto que los adultos tienen sobre niños y jóvenes que no son sus hijos, conocido en la literatura como los modelos de rol (Jencks y Mayer, 1990; Brooks-Gunn et al., 1993; Katzman, 1999; Leventhal y Brooks-Gunn, 2000). Las redes de apoyo de los adultos, la calidad y estructura del entorno familiar pueden generar recursos y redes de contacto que mejoren los resultados educativos (Brooks-Gunn et al., 1993; Leventhal y Brooks-Gunn, 2000).

Otro mecanismo que se menciona en la literatura son los recursos institucionales del barrio, dentro de los que se encuentra la disponibilidad, el acceso y la calidad de los espacios públicos, centros médicos, guarderías, escuelas y liceos, entre otros (Jencks y Mayer, 1990; Brooks-Gunn et al., 1993; Katzman, 1999; Leventhal y Brooks-Gunn, 2000). Por último, varios autores señalan que las normas culturales, las instituciones formales e informales de la comunidad, también constituyen un canal por el que la composición social del barrio afecta los resultados educativos (Jencks y Mayer, 1990; Katzman, 1999; Leventhal y Brooks-Gunn, 2000).

Los modelos presentados justifican la relevancia de considerar al barrio como uno de los determinantes de la demanda de formación en capital humano de los individuos. En el contexto de este estudio, y vinculando esta teoría con el enfoque de igualdad de oportunidades de Roemer, el barrio no sólo se incorpora como un factor dentro de la FPE, sino que será considerado como una circunstancia para los adolescentes.

4. Antecedentes

En la presente sección se exponen los principales antecedentes encontrados en la literatura económica, tanto nacional como internacional. En cada subsección se expone, en primer lugar, los estudios que indagan sobre determinantes no espaciales de la asistencia educativa, y posteriormente aquellos que incorporan el barrio de residencia en el análisis. Finalmente, se presentan antecedentes que analizan los resultados educativos desde el enfoque de igualdad de oportunidades.

4.1. Antecedentes internacionales

Diversos estudios coinciden en la importancia del nivel educativo de los padres y el nivel socioeconómico del hogar al momento de explicar los logros educativos en general, y el abandono en particular (Rumberger, 1983; Carins et al., 1989, Haveman et al., 1991; Manski et al., 1992; Cameron y Heckman, 2001; Cunha et al., 2006; Jordan et al 2012, Huisman y Smits 2015). Otras de las variables que se consideran en la literatura y que, en términos generales, se encuentra consenso respecto a su relevancia, son la estructura familiar, el género y la ascendencia étnica (Rumberger, 1983; Carins et al., 1989; Manski et al., 2002; Branson et al. 2014).

Otros trabajos han ahondado en el vínculo entre la asistencia educativa y variables menos observables, como las habilidades cognitivas y no cognitivas (Carins et al., 1989; Bowls y Gintis, 2001, 2002; Heckman y Rubinstain, 2001), el desarrollo de la personalidad o las expectativas (Dekkers y Driessen, 1997; Rumberger, 1983; De Witte y Rogge, 2013).

Otros estudios sobre determinantes educativos han enfatizado en la necesidad de incorporar la dimensión territorial en el análisis. Particularmente, muchos trabajos se han preocupado por el vínculo y el posible efecto del entorno del lugar de residencia sobre el abandono de educación secundaria de los adolescentes, encontrando que entorno socioeconómico del barrio de residencia es un determinante relevante del abandono (Crane, 1991; Brooks-Gunn et al., 1993; Harding, 2003; South et al., 2003).

Posteriormente, los trabajos de Chetty et al. (2016) y Chetty y Hendren (2018a, 2018b) explotan la aleatoriedad en la asignación del programa Moving To Opportunity en Estados Unidos para explorar el efecto del barrio de forma causal. Estos estudios

encuentran que el contexto socioeconómico del barrio tiene un impacto significativo sobre los desempeños educativos de los niños y efectos sobre la movilidad intergeneracional y que estos efectos son mayores cuando la exposición a barrios de contexto socioeconómico favorable se realiza desde temprana edad.

Algunos estudios han analizado los efectos diferenciales que puede tener el barrio de residencia entre individuos de diferente ascendencia étnico-racial y nivel económico (Crane, 1991; Crowder y South, 2003). Estos estudios han encontrado que los efectos del entorno barrial sobre el abandono educativo no son lineales: la magnitud del efecto varía dependiendo del grupo considerado. En este sentido, se halla que los adolescentes que se encuentran en situación de más vulnerabilidad son los más afectados por entornos barriales desfavorables (Crane, 1991; Crowder y South, 2003). A medida que la calidad del vecindario disminuye -medida como el porcentaje de trabajadores del barrio se desempeñan como profesionales o directivos-, se produce un fuerte aumento de la probabilidad de abandono y de la maternidad y paternidad adolescente, y este salto se produce en algún punto de la parte inferior de la distribución de la calidad del barrio (Crane, 1991).

Por otro lado, muchos trabajos han analizado la desigualdad en los resultados educativos mediante el enfoque de igualdad de oportunidades. Estos estudios suelen considerar como variable de resultado la asistencia educativa de los niños, niñas y adolescentes (Hoyos y Narayan, 2011), resultados académicos en pruebas estandarizadas (Gignoux y Crespo, 2008; Gamboa y Waltenberg, 2012), o años de educación alcanzados por los adultos (Carneiro, 2008).

Un estudio del Banco Mundial del año 2008 introduce un Índice de Igualdad de Oportunidades Humanas (HOI, por sus siglas en inglés) con el objetivo de contar con una medición objetiva sobre las oportunidades de acceso a servicios básicos de niños, niñas y adolescentes (Barros et al, 2008). Estos índices miden la disponibilidad promedio de servicios básicos, descontados por la desigualdad con que se distribuyen los servicios entre la población.

El informe analiza cinco variables de oportunidades básicas -culminación a tiempo de sexto grado, asistencia escolar de los niños de 10 a 14 años, acceso a agua, electricidad y

saneamiento-, para 19 países de América Latina y el Caribe¹¹, utilizando datos de las encuestas de hogares más cercanas a los años 1995 y 2005 para cada país. El informe considera dentro de las circunstancias del niño el género, la edad, el área de residencia (urbana o rural), los años de escolaridad del jefe, el ingreso del hogar, entre otras.

El estudio encuentra que la desigualdad de oportunidades se redujo para el promedio de la región en los cinco indicadores considerados (aproximadamente en un punto porcentual). Uruguay se encuentra en una posición relativamente buena en la comparación regional: se encuentra en el quinto lugar en educación (con un valor de 85 puntos en el índice, luego de Chile, Jamaica, Argentina y México) y cuarto de acuerdo con las condiciones de vivienda (con 85 puntos, luego de Costa Rica, Chile y Venezuela). (Barros et al., 2008).

Si bien diversos trabajos empíricos encuentran que el barrio de residencia afecta las oportunidades y los resultados educativos, la mayoría de los estudios desde el enfoque de igualdad de oportunidades no incorporan esta dimensión en el análisis. Türk y Östh (2019) vinculan estos dos abordajes para estudiar la contribución del barrio de residencia a la desigualdad de oportunidades en los resultados educativos y los ingresos en Suecia. Además de ser de los primeros trabajos que vinculan esta literatura, este estudio tiene la fortaleza de utilizar una base de registros longitudinal, que permite seguir la trayectoria de los individuos y distinguir entre el barrio en el que actualmente viven las personas y el barrio en el que crecieron.

Mediante un análisis de regresiones multinivel descomponen la desigualdad total y la generada por el barrio, entre la desigualdad que surge de las circunstancias de las personas y la que es atribuible al esfuerzo individual. Dividen las variables explicativas del modelo entre las variables no espaciales -género, educación y estatus de empleo de los padres, entre otras- y espaciales -del barrio de los padres en el año 2001 y del barrio de los individuos en 2010-. Para la caracterización de los barrios utilizan a los vecinos más cercanos, y consideran la proporción de compañeros de edad similar, de minorías visibles, de familias monoparentales y con 3 o más hijos.

¹¹ Los países considerados por el informe son Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela.

Pese a los bajos niveles de desigualdad de Suecia, una parte importante de la desigualdad de oportunidades puede atribuirse a diferencias en los barrios. Las características del barrio de residencia de los padres impactan positivamente sobre los ingresos de los hijos, más que su propio barrio: la descomposición de las circunstancias muestra que el barrio de los padres explica aproximadamente un 16% de la desigualdad de oportunidades, mientras que el barrio de los individuos en su etapa adulta explica menos del 2% de las diferencias en esfuerzos (Türk y Östh, 2019). El barrio de los padres tiene un fuerte impacto en los logros educativos y este efecto persiste años después de la exposición influyendo en los ingresos de los hijos.

4.2. Antecedentes nacionales

En lo que respecta a la literatura nacional, diversos estudios reafirman que los resultados educativos y el abandono de los jóvenes son afectados por el contexto socioeconómico y la estructura del hogar, el género, la ascendencia étnico-racial (Bucheli y Casacuberta, 2000, 2010; Manacorda, 2012; Cid y Stokes, 2013), las habilidades cognitivas y no cognitivas (Méndez y Ramos, 2022), los niveles nutricionales en la infancia y el desarrollo de la personalidad (Failache et al., 2017). El desempeño educativo en educación primaria, factores motivacionales -autopercepción de habilidades, preferencias y expectativas de estudio- y la repetición escolar también se destacan como variables relevantes para explicar el abandono de los adolescentes de la educación media (de Melo et al. 2015; de Melo y Machado, 2018).

Uno de los primeros estudios sobre el efecto del barrio de residencia en los desempeños educativos para Montevideo es el trabajo de Katzman (1999). Este estudio analiza el vínculo entre la composición social del barrio de residencia -medida como la proporción de hogares con jefes en ocupaciones de alto estatus- sobre tres indicadores de comportamientos de *riesgo*, entre los que se considera el rezago o abandono del sistema educativo entre los niños y adolescentes de 8 a 15 años. Se encuentra que la composición social del barrio se correlaciona significativamente con la probabilidad de rezago o abandono del sistema educativo. La evidencia muestra, además, que los niños de hogares de menor nivel educativo son los que se ven más afectados por la composición del entorno.

Literatura más reciente ha aportado evidencia que refuerza la importancia del contexto del barrio para explicar el abandono educativo de los adolescentes. Bracco (2019) analiza los efectos del barrio sobre la repetición y la permanencia educativa de los jóvenes y adolescentes en Montevideo, utilizando datos del Estudio Longitudinal del Bienestar en Uruguay (ELBU). Para operacionalizar la calidad del vecindario estima un modelo espacial basado en los precios de las compra-ventas y atributos estructurales de los inmuebles. En una segunda etapa utiliza este *proxy* de calidad del barrio como variable explicativa en modelos de repetición escolar y de asistencia. Este estudio encuentra evidencia que sugiere que la calidad del vecindario es un determinante relevante de la repetición escolar, teniendo como mecanismo principal el efecto de pares en las escuelas. La autora concluye que el efecto del vecindario sobre la permanencia en el sistema educativo no opera de forma directa, sino que se canaliza mediante su influencia en la repetición.

En lo que respecta al análisis de la igualdad de oportunidades en educación media para Uruguay, uno de los trabajos antecedentes es el de Llambí, Perera y Messina (2009). En primer lugar, los autores analizan la evolución de la igualdad de oportunidades en diversos resultados educativos para los jóvenes entre los años 1991 y 2007, utilizando datos de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) y la metodología propuesta por Barros et al (2008). Dentro de las circunstancias de los adolescentes consideran un indicador del clima educativo del hogar -promedio de años de educación de los adultos-, el quintil de ingreso per cápita del hogar, la ocupación del jefe, el tipo de hogar, la región de residencia -Montevideo e interior urbano- y el género. Las circunstancias asociadas al clima educativo e ingresos del hogar, la región de residencia y el género son las que más influyen sobre los logros educativos analizados. La evidencia encontrada por los autores indica que los mayores niveles de desigualdad de oportunidades se hayan en la tasa de abandono y finalización a tiempo de la educación media básica.

En segundo lugar, Llambí, Perera y Messina (2009) replican en análisis utilizando la base a datos de las pruebas PISA del año 2006, y tomando como variable de resultado el puntaje en las pruebas de aprendizaje. En este caso las circunstancias incluyen un conjunto de variables relativas a la escuela, tales como el ratio entre alumnos y profesores, índices de calidad de los recursos educativos, proporción de docentes titulados, entre otros. Se constata una elevada transmisión intergeneracional de la desigualdad y que las

variables relativas a la escuela no contribuyen a la desigualdad, una vez controladas las características individuales. Respecto al aporte de cada circunstancia, se observa que el género y la región de residencia no tienen una magnitud significativa, mientras que el ingreso del hogar de origen se destaca como una de las circunstancias que más influye en la desigualdad.

Los diversos estudios antes mencionados demuestran la relevancia del barrio de residencia como variable relevante al momento de analizar la desigualdad en la asistencia a educación media de los adolescentes. Sin embargo, no se encuentran trabajos para Montevideo que estudien la desigualdad de oportunidades en la asistencia educativa considerando la dimensión territorial en el análisis. Este estudio busca aportar evidencia en ese sentido. Se espera contribuir a la discusión sobre la igualdad de oportunidades en un resultado relevante para la agenda nacional como es la asistencia de los adolescentes a la educación media.

5. Estrategia empírica

En este apartado se presenta la estrategia empírica. En primer lugar, se detalla la fuente de datos utilizada. En una segunda subsección se expone la metodología, presentando los índices a estimar, sus descomposiciones y propiedades. Finalmente, se definen las variables -dependiente e independientes- a ser incorporadas en el análisis.

5.1. Datos

En el presente trabajo se utilizan las bases de datos de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadística (INE) de los años 2006 a 2019. Estas bases contienen microdatos con información a nivel de los hogares -como el acceso a bienes durables, las características y la tenencia de la vivienda-; y de sus integrantes -características personales, situación laboral, información de la trayectoria educativa e ingresos, entre otras-.

Las Encuestas Continuas de Hogares son realizadas por el INE anualmente desde 1964, y son representativas de los hogares a nivel nacional a partir del año 2006. Si bien la desigualdad de oportunidades educativas es un fenómeno estructural, por lo que tomar un

período largo de tiempo sería enriquecedor para el análisis, se decide limitar el año base del estudio a 2006, debido a que a partir de ese año se cuenta con un tamaño de muestra que permite hacer mayores desagregaciones de los datos.

Este trabajo se va a centrar en el departamento de Montevideo. La decisión de delimitar el estudio a esta zona se debe a su condición como capital del país, donde reside aproximadamente la mitad de la población y por la disponibilidad de datos a nivel desagregado. En particular, trabajar con Montevideo permite alcanzar un mayor nivel de desagregación territorial –a nivel de barrios-, con límites que no han sido modificados¹². Para aumentar el tamaño muestral se agrupan las ECH con medias móviles de tres años - 2006 a 2008, 2007 a 2009 y así sucesivamente-.

Si bien se puede argumentar que al momento de analizar desempeños educativos puede ser mejor utilizar registros administrativos, las ECH cuentan con la ventaja de brindar información sobre el lugar de residencia e información demográfica y socioeconómica de los adolescentes, particularmente con datos del hogar, que no se encuentran en los registros¹³. Más allá de la falta de información complementaria, el principal inconveniente para utilizar los registros administrativos se debe a que cuentan únicamente con información del sistema educativo público, y no poseen con datos del sistema privado. Esto genera dos potenciales problemas. En primer lugar, contar sólo con los adolescentes que asisten al sistema público dejaría por fuera del análisis a los que pertenecen a los hogares de mayores ingresos, lo que afectaría la medición de la desigualdad. En segundo lugar, mediante registros administrativos no es posible distinguir si los adolescentes que dejan de estar en la base de datos lo hacen porque abandonaron el sistema educativo o por otro motivo -por ejemplo, si emigraron a otro país o si se fueron a un centro educativo privado-.

5.2. Metodología

Para analizar la desigualdad de oportunidades en la asistencia a educación media de los adolescentes se estima el Índice de Igualdad de Oportunidades Humanas (HOI) propuesto

¹² Los barrios de Montevideo fueron definidos por el INE en el año 1985 y sus límites no han cambiado hasta el momento.

¹³ Otra fuente de datos con la que se podría haber trabajado es la Encuesta Nacional de Adolescencia y Juventud del INE. Se descartó esta opción debido a que el número de observaciones era muy reducido para las desagregaciones necesarias en estas estimaciones.

por el Banco Mundial (Barros et al., 2008). Este índice mide la disponibilidad promedio de servicios básicos -tales como acceso a vacunas o asistencia a educación- descontada por la desigualdad con que se distribuyen los servicios entre la población. Mediante el uso de la descomposición Shapley del índice HOI se estima la contribución relativa de cada grupo de circunstancias en la desigualdad de oportunidades.

Siguiendo a Barros et al. (2008), el Índice de Igualdad de Oportunidades Humanas se (HOI) se define como:

$$\widehat{HOI} = \bar{p} * (1 - \widehat{D})$$

Donde \bar{p} se define como la cobertura del servicio y \widehat{D} es el Índice de Disimilitud. Como primer paso para computar el HOI se estima el siguiente modelo logit:

$$P(y_i = 1 | \mathbf{X}) = \frac{\exp(\beta_0 + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}{1 + \exp(\beta_0 + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})}$$

Donde la variable dependiente y_i es una variable binaria que indica el acceso -que, en este trabajo, es la asistencia a educación media de los adolescentes¹⁴-, y el vector \mathbf{X} contiene las variables que son consideradas como circunstancias observables. La definición de las variables de resultado y de circunstancias se expone en la siguiente subsección.

Una vez estimados los parámetros del modelo, se calcula para cada adolescente la predicción de probabilidad de asistir a educación media: \hat{p}_j . Posteriormente, se calcula la cobertura -probabilidad promedio de asistencia a educación media- y el Índice de Disimilitud, definidos de la siguiente forma (Barros et al., 2008):

Cobertura:

$$\bar{p} = \sum_1^n w_j \hat{p}_j$$

Índice de Disimilitud:

¹⁴ En adelante se hace referencia a la variable de resultado como la asistencia a educación media, con el fin de facilitar las explicaciones.

$$\widehat{D} = \frac{1}{2\bar{p}} \sum_1^n w_j |\hat{p}_j - \bar{p}|$$

Donde $w_j = \frac{1}{n}$ o los factores de expansión de la muestra, y n es el número total de observaciones.

El Índice de Disimilitud (D) mide que tan diferentes son las probabilidades de asistencia a educación media entre los grupos definidos por las circunstancias –los distintos *tipos*-, respecto a la probabilidad de asistencia promedio de la población. El índice D constituye un promedio ponderado de las diferencias en valor absoluto de las probabilidades de asistencia de cada *tipo* (\hat{p}_j) y la probabilidad de asistencia promedio (\bar{p}). El valor del índice varía entre 0 y 100, donde 0 representa una distribución igualitaria de las oportunidades –todos los *tipos* tienen las mismas probabilidades de asistir a la educación- y 100 representa una distribución completamente desigual. El valor del índice D se puede interpretar como el porcentaje de oportunidades que se deben redistribuir entre grupos para alcanzar la igualdad de oportunidades (Barros et al., 2008).

El índice HOI también tiene un rango de 0 a 100. En este índice la cobertura es penalizada por la distribución desigual de las oportunidades -medida a través del índice de disimilitud-. El valor máximo del índice HOI se alcanza cuando todos los individuos, sin importar sus circunstancias, tienen acceso al bien o servicio que se analiza.

Siguiendo la metodología propuesta por Barros et al. (2008), los cambios en el índice HOI se pueden descomponer en un efecto de escala -cambio en dotación de cierta oportunidad- y un efecto distributivo -cómo se distribuye entre los individuos la oportunidad-. Tomando dos momentos del tiempo (inicial y final) se puede estimar el cambio en la cobertura ($\Delta_{\bar{p}}$) y el cambio en el índice de disimilitud (Δ_D).

$$\Delta HOI = HOI^{final} - HOI^{inicial} = \Delta_{\bar{p}} + \Delta_D$$

$$\Delta_{\bar{p}} = \bar{p}^{final}(1 - D^{inicial}) - \bar{p}^{inicial}(1 - D^{inicial})$$

$$\Delta_D = \bar{p}^{final}(1 - D^{final}) - \bar{p}^{final}(1 - D^{inicial})$$

De esta forma, un incremento en el índice HOI puede deberse tanto a un aumento en la asistencia promedio a educación media –aumento de \bar{p} - como por una mejora en la

distribución de la probabilidad de asistencia entre los diferentes *tipos* –caída de \bar{D} -. Puede suceder que los dos componentes del índice se muevan en el mismo sentido, y en ese caso el efecto neto sobre el HOI dependerá de la magnitud del cambio en cada componente.

Con el objetivo de identificar cuánto de la desigualdad es explicado por cada circunstancia, se descompone el Índice de Disimilitud mediante una descomposición Shapley. Esta descomposición se deriva del Valor Shapley, que surge como solución de equilibrio en juegos de n participantes (Shapley, 1953). Shorrocks logra derivar teóricamente, a partir de este valor, la descomposición de diversos índices de pobreza y desigualdad (Shorrocks, 1999; Shorrocks, 2013), que fueron aplicados en trabajos posteriores (Deutsch y Silver, 2007; Deutsch et al, 2018).

Particularmente, el Banco Mundial utiliza el Valor Shapley para descomponer el Índice HOI (Barros et al, 2008), y diversos estudios han empleado esta descomposición en trabajos empíricos (Hoyos y Narayan, 2011; Pal, 2016; Méndez, 2020; Sanoussi et al, 2020). En este caso la descomposición Shapley se utiliza para estimar cuánto varía la desigualdad de oportunidades cuando se añade una circunstancia más al conjunto inicial de circunstancias.

Formalmente para el Índice de Disimilitud, el impacto de añadir una circunstancia C_A está dado por:

$$D_{C_A} = \sum_{S \subseteq N \setminus \{C_A\}} \frac{|s|! (n - |s| - 1)!}{n!} [D(S \cup \{C_A\}) - D(S)]$$

Donde N es el conjunto de circunstancias, que incluyen n circunstancias en total, S es un subconjunto de N (que contiene s circunstancias, y que incluye todas las circunstancias menos C_A). $D(S)$ es el valor del Índice de Disimilitud del conjunto de circunstancias S . $D(S \cup \{C_A\})$ es el índice de disimilitud del conjunto S y la circunstancia C_A .

La contribución de la circunstancia C_A al Índice de Disimilitud está dada por:

$$K_{C_A} = \frac{D_{C_A}}{D(N)}$$

Finalmente, la suma de la contribución de cada circunstancia iguala la unidad:

$$\sum_{i \in N} K_i = 1$$

Para descomponer el Índice de Disimilitud mediante este método, se itera excluyendo una a una las circunstancias y de esa forma se estima qué porcentaje del índice es explicado por cada una de ellas. En la sección de resultados se presentan las estimaciones de esta descomposición para cada uno de los índices de disimilitud calculados.

5.3. Definición de variables

A continuación, se definen la variable dependiente y las circunstancias a ser consideradas en las estimaciones.

La variable de resultado que se analiza en este trabajo es la asistencia a educación media de los adolescentes de 12 a 17 años de edad que deberían estar cursando educación secundaria¹⁵. El índice HOI reportará la probabilidad de asistencia a educación media de los adolescentes, descontada por la desigualdad entre los distintos *tipos* de adolescentes –es decir, entre los adolescentes con distintas combinaciones de circunstancias-. Los indicadores HOI se calculan a nivel de Montevideo, para cada trío de años desde 2006-2008 hasta 2017-2019.

Como se mencionó anteriormente, el primer paso para computar el índice consiste en estimar un modelo logit. En este caso, la variable dependiente (y_i) es una variable binaria definida como:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{si asiste a educación media} \\ 0 & \text{si no asiste a educación media} \end{cases}$$

En primer lugar, se estima el modelo considerando como variables explicativas la edad, el género, la ascendencia étnico racial, el nivel educativo alcanzado por el jefe/a de hogar y el barrio de residencia, siendo ésta última la variable de interés. En un segundo conjunto de estimaciones se agregan controles por haber asistido a educación preescolar, y por asistir a un centro educativo privado. Estas estimaciones se realizan a partir del año 2011,

¹⁵ Se excluye a aquellos adolescentes que no hayan culminado aún la educación primaria y a los que ya hayan culminado educación media.

debido a que a partir de ese año es que estas preguntas se incluyen en el formulario de la encuesta.

En el caso de la variable de ascendencia étnico-racial se considerará una variable binaria. Las preguntas sobre ascendencia se incorporan en las ECH a partir del año 2006 y se relevan de forma autopercibida. Siguiendo el criterio Bucheli y Cabella (2007) e INMujeres (2010), se identifica como afrodescendientes a los adolescentes que hayan respondido tener ascendencia afro, independientemente de que hayan declarado otras ascendencias.

Respecto al nivel educativo del hogar de origen, gran parte de la literatura suele utilizar directamente la educación del padre o de la madre. Si bien los datos de la ECH permiten distinguir entre padre y madre cuando ambos residen en el hogar y uno de ellos se declara jefe/a, esto no se puede distinguir en el caso de gran parte de los hogares extendidos ni en aquellos casos donde el padre o madre del adolescente no reside en el hogar¹⁶. Debido a esto, se decide considerar la educación de la persona que se define como jefe o jefa del hogar, definiendo tres categorías: menos de 9 años de educación (equiparable con no haber culminado ciclo básico de educación media), entre 9 y 12 años (educación media básica completa o superior incompleta), y 12 años o más (educación media superior completa).

Adicionalmente, para controlar por nivel económico del hogar, se incluye el quintil de ingresos per cápita del hogar al que pertenece el adolescente. Como chequeo de robustez, se repitieron las estimaciones utilizando deciles (detallado en la octava sección).

En el caso de la educación preescolar, se define la variable como binaria y vale 1 cuando el adolescente declara haber asistido a ese nivel educativo. Se incorpora, además, la distinción entre el tipo de centro educativo (público o privado) en el último año cursado.

Finalmente, el barrio de residencia se incorporará en el modelo como un efecto fijo, incorporando variables binarias para cada uno de los 62 barrios de Montevideo. La inclusión de la zona de residencia dentro de las circunstancias parte del supuesto de que los adolescentes no pueden decidir de forma autónoma dónde residir, y esta decisión es

¹⁶ Esto ocurre debido a que estas encuestas sólo relevan información sobre los individuos que residen en el hogar y a que las relaciones de parentesco se preguntan respecto a quien se declara jefe/a, lo que limita la posibilidad de establecer algunos vínculos.

tomada en general por sus padres o adultos a cargo. La vasta literatura sobre efectos del barrio de residencia en los desempeños educativos de los jóvenes justifica y vuelve relevante la inclusión de esta variable en el análisis.

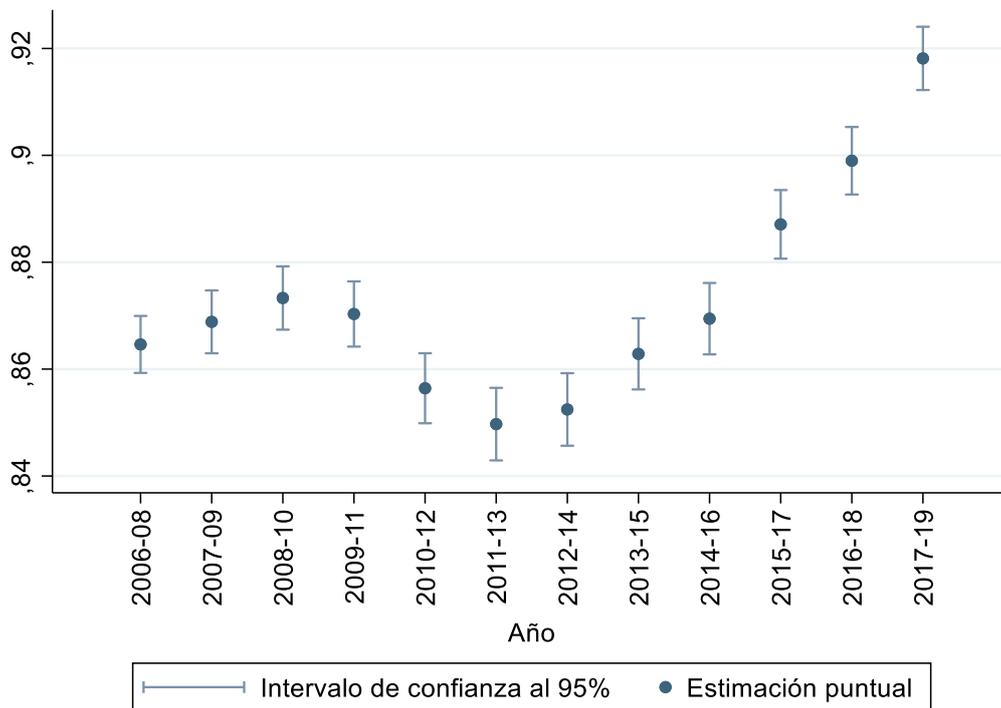
6. Estadísticas descriptivas

En el presente apartado se exponen las principales estadísticas descriptivas de las variables relevantes para este estudio.

Dado que se trabaja con datos de las encuestas de hogares se contará con una muestra de la población objetivo. Como se mencionó anteriormente, la base de datos se restringe a los adolescentes de 12 a 17 años que culminaron educación primaria y residen en el departamento de Montevideo. Para poder ampliar el número de casos dentro de cada conjunto de circunstancias se agrupan las ECH de a tres años móviles, llevando el número de observaciones a un rango de entre 8.238 y 15.830, dependiendo del trío de años.

En la Figura 3 se presentan el porcentaje de adolescentes que asisten a educación media en Montevideo para el periodo de 2006-08 a 2017-19, con los intervalos superior e inferior al 95% de confianza.

Figura 3. Tasa de asistencia a educación media de los adolescentes de 12 a 17 años que residen en Montevideo. Período 2006-08 a 2017-19.



Fuente: Elaboración propia en base a los microdatos de las ECH 2006-2019

Se observa que la asistencia fluctúa entre los años 2006-08 (partiendo de 86,5%) y 2011-13 (donde alcanza el punto mínimo de 85,0%), y posteriormente muestra una tendencia creciente y significativa hasta el final del período. En 2017-19 el 91,8% los adolescentes de 12 a 17 años que residen en Montevideo asisten a educación media formal.

El análisis de los porcentajes de asistencia de los adolescentes muestra diferencias sustantivas en función de las variables consideradas como circunstancias. En la Tabla 1 se presenta el porcentaje de asistencia en función de la edad, el género, la ascendencia étnico-racial, el nivel educativo del jefe/a de hogar, el quintil de ingreso del hogar, la asistencia a preescolar y el tipo de centro educativo, para el período 2006-2019. La asistencia a preescolar y el tipo de centro se presentan a partir del año 2011, ya que es a partir de ese año en el que se cuenta con información para la elaboración de las variables en las ECH.

Tabla 1. Asistencia a educación media de los adolescentes en función de sus circunstancias (en %) por trienio móvil

Año	2006-08	2007-09	2008-10	2009-11	2010-12	2011-13	2012-14	2013-15	2014-16	2015-17	2016-18	2017-19
Edad (en años)												
12	96,07	95,88	95,63	97,57	96,91	96,70	96,85	97,13	97,81	98,58	99,35	99,43
13	95,57	95,28	95,41	96,72	97,26	97,70	97,39	97,35	97,29	97,97	97,97	98,55
14	92,45	92,29	93,25	93,84	93,63	93,62	93,61	94,03	94,17	95,32	95,92	96,88
15	87,27	87,95	88,24	87,64	86,00	85,61	85,76	87,73	88,05	90,06	90,80	93,07
16	80,64	81,43	82,41	80,66	78,29	76,02	77,77	78,52	79,34	80,94	83,86	87,05
17	73,47	74,38	74,54	72,61	69,69	68,90	68,40	70,51	71,96	76,20	77,59	81,04
Género												
Varones	85,00	85,21	86,13	85,17	83,57	82,35	83,04	84,80	85,77	87,79	88,78	90,58
Mujeres	87,90	88,54	88,54	88,96	87,84	87,69	87,52	87,81	88,15	89,65	91,02	93,05
Ascendencia étnico-racial												
No afro	87,95	88,41	88,79	88,50	86,98	86,29	86,63	88,03	88,49	89,95	90,91	92,71
Afro	77,50	78,33	79,55	78,99	78,71	78,44	78,89	78,07	78,72	81,77	84,07	86,98
Años de educación del jefe/a de hogar												
Menos de 9	77,74	79,32	80,62	80,14	78,35	77,09	77,06	77,95	79,17	81,58	83,12	85,87
Entre 9 y 12	90,54	90,67	90,58	90,00	88,14	87,30	87,70	89,38	90,05	91,00	91,52	92,98
12 o más	97,79	97,84	97,97	97,80	97,25	97,09	97,35	97,66	97,73	98,28	98,76	98,92
Quintiles de ingreso												
1ero	72,81	75,49	76,82	76,40	74,46	74,14	74,65	76,25	76,93	80,03	81,58	85,14
2do	84,15	86,51	87,46	87,29	85,68	84,75	84,69	85,96	87,59	89,83	91,35	92,77
3ero	90,77	91,47	92,58	92,60	92,51	92,12	93,31	94,19	93,90	94,64	95,86	97,14
4to	96,30	96,63	96,89	96,99	96,52	96,03	96,45	96,91	97,56	97,65	98,32	98,56
5to	98,75	98,78	98,74	99,04	98,63	98,56	98,50	98,97	98,95	99,25	99,03	99,08
Asistencia preescolar												
No asistió						64,24	65,09	66,54	70,62	72,88	78,24	75,11
Asistió						85,43	85,66	86,62	87,12	88,84	89,96	91,90
Centro educativo												
Público						80,04	80,37	81,72	82,61	84,78	86,24	88,81
Privado						97,66	97,92	98,08	98,04	98,64	98,98	99,17
Media	86,46	86,88	87,33	87,03	85,64	84,97	85,25	86,29	86,94	88,71	89,90	91,81
Observaciones	15830	12655	12123	11642	11011	10652	10481	10253	9776	9341	8740	8238

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2006-2019

Se puede observar que el promedio de asistencia se reduce a medida que aumenta la edad. Si bien los adolescentes de 12 años asisten de forma casi universal en todo el periodo analizado, la asistencia de los adolescentes de 17 años va desde 73,5% en 2006-2008 a 81% en 2017-2019. Por otro lado, se observa que las mujeres y los adolescentes de origen no-afro tienen mayores tasas de asistencia a educación media respecto a los varones y los adolescentes de origen afro, respectivamente, a lo largo de todo el período.

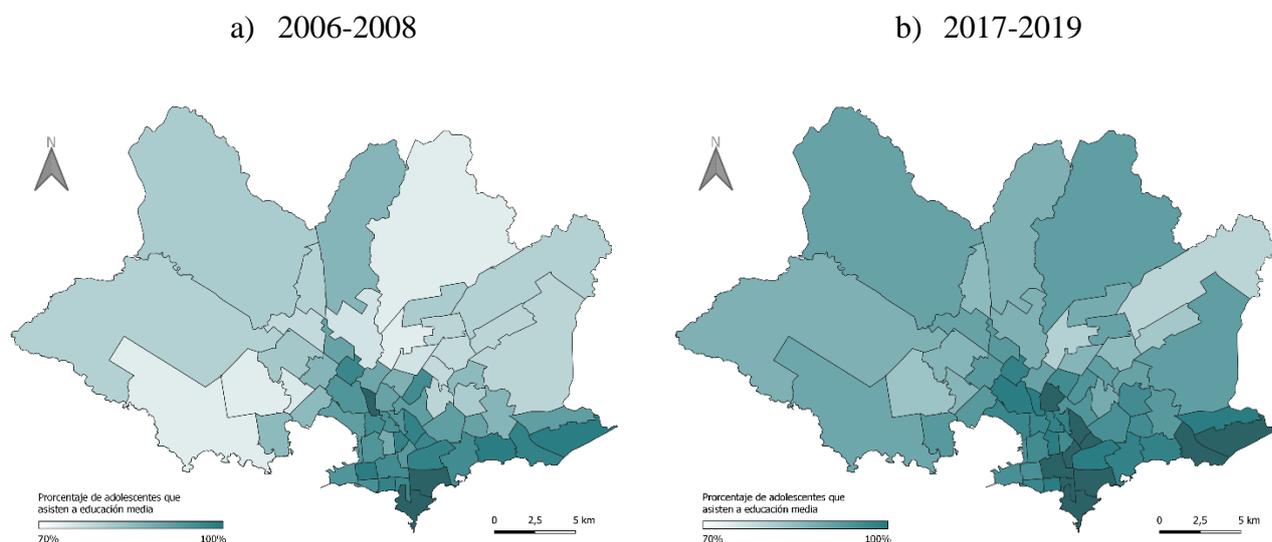
Como es esperable, cuanto mayor es el nivel educativo del jefe/a del hogar mayor es la tasa de asistencia de los adolescentes. Se observa, además, que la brecha entre los adolescentes en hogares con jefes menos educados y aquellos en hogares de elevado nivel educativo parecería haberse reducido en el período de estudio. El porcentaje de adolescentes que asisten a educación media en función de los quintiles de ingreso tiene un patrón similar al observado para la educación del jefe/a de hogar: cuánto mayor es el quintil de ingresos, mayor es el porcentaje de adolescentes que asisten.

En lo que respecta a la educación preescolar, prácticamente todos los adolescentes asistieron a ese nivel educativo (97,8% en 2011-2013 y 99,5% en 2017-2019). Si bien la asistencia a educación preescolar es casi universal, se observa que aquellos que no asistieron tienen porcentajes de asistencia a educación media considerablemente inferiores a los que sí lo hicieron. El porcentaje de asistencia va de 64,2% en 2011-13 a 75,1% en 2017-19 para los que no asistieron a educación preescolar, mientras que para los que sí lo hicieron los porcentajes son de 85,4% y 92%, respectivamente.

Por otro lado, el porcentaje de adolescentes que concurren a centros privados ronda el 27%-29% a lo largo del período. Sin embargo, se encuentran diferencias importantes en función de la edad de los adolescentes: mientras que los de 12 años asisten a educación privada en un promedio de 38%-40%, para los de 17 años este porcentaje cae a 20%-21%. En el porcentaje de asistencia se encuentran diferencias sustanciales entre la educación pública y la privada, siendo la educación pública la que presenta menores porcentajes de asistencia de los adolescentes.

Respecto las diferencias en función de la zona de residencia, en la Figura 4 se representa el porcentaje de asistencia a educación media de los adolescentes distinguiendo por barrio para 2006-2008 y 2017-2019¹⁷.

Figura 4. Porcentaje de adolescentes de 12 a 17 años que asisten a la educación media por barrios



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2006-2008 y 2017-2019

Se puede observar que existen importantes diferencias en la asistencia a educación media en función del barrio de residencia. Los barrios del sureste de Montevideo concentran los niveles más elevados de asistencia de los adolescentes, y a medida que nos alejamos hacia el norte y oeste las tasas de asistencia comienzan a descender.

Sin embargo, las diferencias en el porcentaje de adolescentes que asisten parecerían acortarse en los extremos del período de análisis. Dado que los barrios con mayores niveles de asistencia ya se encontraban en 2006-2008 alrededor del 100%, es esperable que ante un aumento de la tasa general haya una reducción en las brechas entre barrios.

Los barrios con mayores porcentajes de asistencia a educación media en 2006-08 eran Atahualpa (100%), Punta Carretas (99,7%) y Pocitos (99,5%), mientras entre los de menor porcentaje se encontraban Casabó-Pajas Blancas (74,2%), Casavalle (74,5%) y Manga-Toledo Chico (74,6%). En los años 2017-2019, los barrios con porcentajes de

¹⁷ En la Figura A5 del anexo se presenta el mapa de Montevideo con los límites y nombres de los barrios.

asistencia más bajos eran Villa García-Manga Rural (79,5%), Casavalle (80,9%) y Punta de Rieles-Bella Italia (82,8%). En el otro extremo, para el final del período, todos los adolescentes encuestados por las ECH que residían en los barrios Cordón, Tres Cruces, Brazo Oriental, La Blanqueada, Parque Rodó, Pocitos y Punta Gorda, asistían a educación media.

7. Resultados

En esta sección se presentan los principales resultados de las estimaciones de los índices de igualdad de oportunidades y las descomposiciones Shapley entre las diferentes circunstancias. Además, se realizan las descomposiciones de los cambios en los índices HOI propuestos por Barros et al. (2008), distinguiendo cuánto de la variación en el índice es atribuible a un cambio en la cobertura y cuánto es por un cambio en la desigualdad.

En la Tabla A1 del Anexo se muestran los resultados para la estimación del modelo logit para la probabilidad de asistir a educación media de los adolescentes, con los coeficientes marginales y los niveles de significación de las variables. Como se mencionó anteriormente, en este primer conjunto de estimaciones se incluyeron controles por edad, género, ascendencia, nivel educativo del jefe/a de hogar, quintil de ingresos y barrio de residencia.

Los coeficientes de las variables tienen el signo esperado y van en línea con los resultados de los trabajos antecedentes. A mayor edad, disminuye de forma significativa la probabilidad de asistir a educación media. Los resultados muestran que las mujeres tienen mayor probabilidad que los varones de permanecer en el sistema educativo, encontrándose coeficientes significativos al 99% de confianza para las estimaciones de todos los años. En el caso de la variable de ascendencia, el coeficiente asociado a ser de origen afro es siempre de signo negativo, pero solo es significativo en siete de los doce años estimados.

Las variables asociadas a la educación del jefe/a y al quintil de ingresos per cápita del hogar, también tienen el signo esperado. Ambas variables asocian de forma positiva con la probabilidad de asistencia de los adolescentes y los coeficientes son significativos al 99% de confianza para todos los años estimados.

Por último, los efectos fijos por barrios son significativos solo para algunos barrios y en algunos de los años estimados. Entre los que tienen efectos positivos y significativos se pueden mencionar Parque Rodó, Punta Gorda, Carrasco, Atahualpa, La Blanqueada y Tres Cruces. Por el otro lado, Casavalle, La Paloma-Tomkinson, Tres Ombúes-Victoria, Paso de la Arena, Colón Centro y Noroeste, se asocian negativamente con la probabilidad de los adolescentes de asistir a educación media.

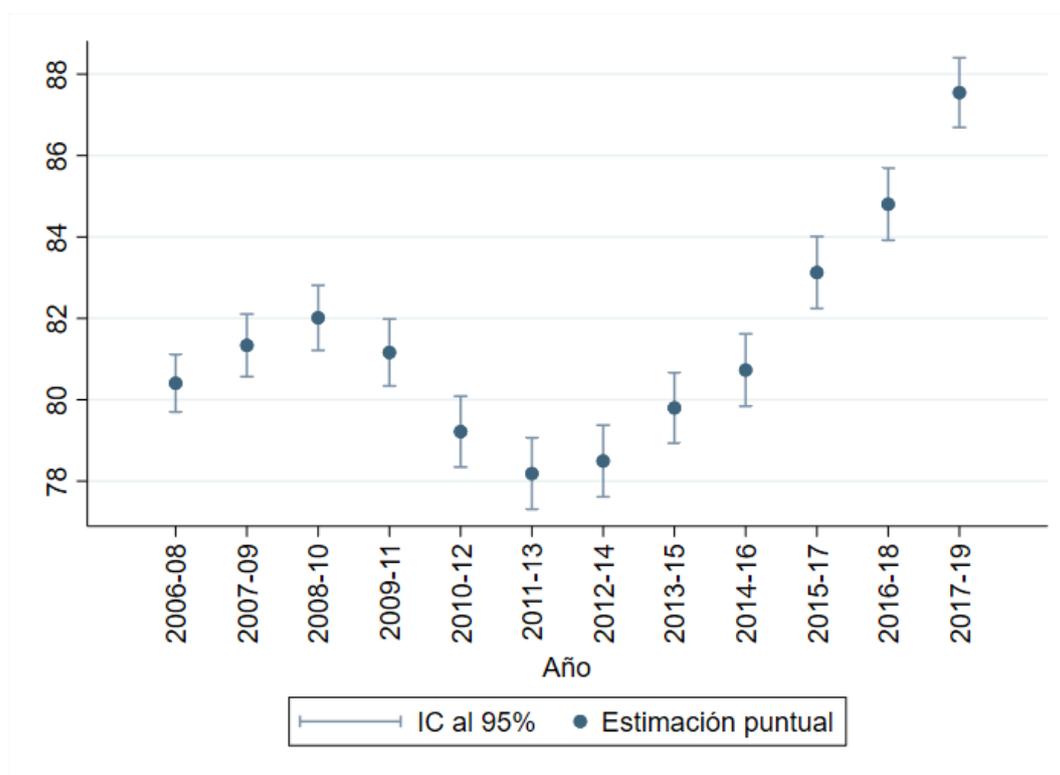
En la Tabla 2 se presentan las estimaciones puntuales para los índices de Disimilitud, Cobertura y HOI, para cada trienio analizado. En la Figura 5 se presenta la evolución del Índice HOI, incluyendo los intervalos de confianza al 95%.

Tabla 2. Estimación puntual de los índices de Disimilitud, Cobertura y HOI para el período 2006-08 a 2017-19

Año	Índice de Disimilitud	Cobertura	HOI
2006-08	7,01	86,46	80,40
2007-09	6,39	86,88	81,34
2008-10	6,09	87,33	82,01
2009-11	6,74	87,03	81,16
2010-12	7,50	85,64	79,22
2011-13	7,98	84,97	78,19
2012-14	7,92	85,24	78,49
2013-15	7,52	86,28	79,80
2014-16	7,15	86,94	80,73
2015-17	6,29	88,71	83,13
2016-18	5,67	89,90	84,80
2017-19	4,65	91,81	87,55

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2006-2019

Figura 5. Evolución del Índice HOI para el período 2006-08 a 2017-19



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2006-2019

Los resultados encontrados indican que el Índice HOI aumenta desde 2006-2008 (donde toma el valor de 80,40) a 2008-2010 (82,01), luego cae hasta 2011-2013 (78,19), y posteriormente aumenta de forma significativa hasta el final del período de análisis, llegando al valor de 87,55 en 2017-19. El aumento en la igualdad de oportunidades se encuentra impulsado por dos fuerzas: un aumento significativo -al 95% de confianza- de la cobertura y una leve caída -no significativa al 95%, pero sí al 90% de confianza- en el Índice de Disimilitud. Comparando los extremos del período de análisis, la cobertura aumenta 5,35 puntos, mientras que el índice de disimilitud disminuye en 2,36 puntos.

Los valores estimados van en línea con las estimaciones previas para países de la región. Las estimaciones realizadas por Barros et al. (2008) para América Latina señalan que el índice HOI de educación aumenta en promedio un punto porcentual por año entre 1995 y 2005, aunque existen con grandes diferencias entre países. Si bien no se encuentra la comparación temporal para Uruguay, para países con valores similares a en la asistencia escolar entre 10 y 14 años de edad se estima un aumento anual promedio en el índice HOI de 0,12 puntos para Chile, 0,23 para Venezuela y 0,73 para México.

Para poder distinguir cuánto de la variación en el índice se explica por cada factor, se descomponen los cambios en el índice HOI considerando tres puntos en el tiempo: el primer año estimado (2006-08), el período de menor valor del índice (2011-13) y el final del período de análisis (2017-19). Los resultados se presentan en la Tabla 3. En esta tabla se muestran, en primer lugar, las estimaciones puntuales para los índices de cobertura, disimilitud y HOI, para 2006-08, 2011-13 y 2017-19. En segundo lugar, se presenta la descomposición de los cambios en el índice HOI comparando 2011-13 y 2017-19, respecto al año base (2006-08).

Tabla 3. Descomposición entre efecto escala y efecto distribución del índice HOI

	Años		
	2006-08 (I)	2011-13 (II)	2017-19 (III)
Cobertura (C)	86,46	84,97	91,81
Índice de Disimilitud (D)	7,01	7,98	4,65
Human Opportunity Index (HOI)	80,40	78,19	87,55
Descomposición	I – I	I – II	I - III
Cambio en el índice HOI	0	-2,22	7,14
Efecto escala (%)		62,52	69,68
Efecto distribución (%)		37,48	30,32

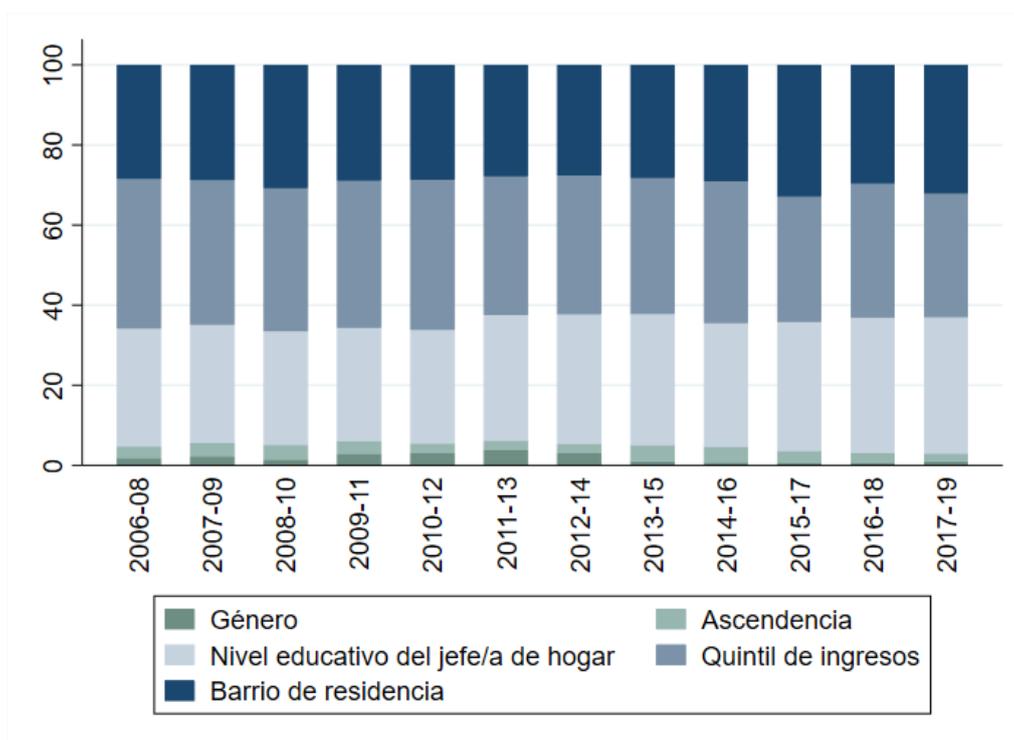
Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2006-08, 2011-13 y 2017-2019

Al comparar 2006-08 con 2011-13, se observa una caída en el índice HOI (de -2,2 puntos), que es impulsado por una caída en la cobertura y un aumento en la desigualdad. Los resultados de la descomposición entre los componentes del índice muestran que el efecto escala explica un 62,5% de la caída en el HOI entre 2006-08 y 2011-13, mientras que el aumento del índice de disimilitud explica el 37,5% de la caída.

En la tercera columna de la descomposición se presentan los resultados para el cambio en el índice HOI para 2017-19, respecto a 2006-08. Entre estos años, el índice tuvo un aumento de 7,14 puntos, debido a un aumento en la cobertura y a una caída en la desigualdad. Las estimaciones de la descomposición muestran que el efecto escala explica el 69,7% del aumento en el índice HOI. Por otro lado, la caída reportada en el índice de disimilitud también aumenta el valor del índice HOI, pero su efecto sobre la variación es de menor magnitud: representa un 30,3% del cambio entre 2006-08 y 2017-19.

En la Figura 6 se presenta la descomposición Shapley del Índice de Disimilitud para cada grupo de años¹⁸. La Descomposición Shapley entre las fuentes de desigualdad se presenta en un rango de 0 a 100 y se representa el porcentaje del Índice de Disimilitud que es explicado por cada una de las circunstancias.

Figura 6. Descomposición Shapley del Índice de Disimilitud



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2006-2019

Los resultados sugieren que el nivel educativo del jefe/a de hogar, el quintil de ingresos y el barrio de residencia son las circunstancias más importantes para explicar la desigualdad en la asistencia a educación media de los adolescentes. El porcentaje que explica cada circunstancia se mantiene bastante estable durante el período, pero se observan algunos cambios: el quintil de ingresos pierde peso (pasa de 37,4% al principio del período a 30,9% en el último trienio), mientras que aumenta el porcentaje explicado por el nivel educativo del jefe/a de hogar y del barrio (de 29,4% a 34,1% y de 28,4% a 32,1%, respectivamente). En contraste, el género y la ascendencia étnico-racial explican relativamente poco la desigualdad en la asistencia (entre un 1% y un 4% del índice, aproximadamente).

¹⁸ En la Tabla A2 del anexo se presentan los valores estimados por esta descomposición.

En un segundo conjunto de estimaciones, se agrega a los controles la asistencia a educación preescolar y a un centro educativo privado. Al igual que en las estimaciones anteriores, en la Tabla A3 del Anexo se encuentran los resultados para la estimación del modelo logit. A grandes rasgos, la significación y signo de los coeficientes de las variables consideradas en las estimaciones anteriores se mantienen. Los coeficientes asociados al haber asistido a educación preescolar son positivos, pero significativos solo para algunos de los años estimados. Por otro lado, la asistencia a educación privada se asocia positivamente y de forma significativa -al 99%- en todos los años.

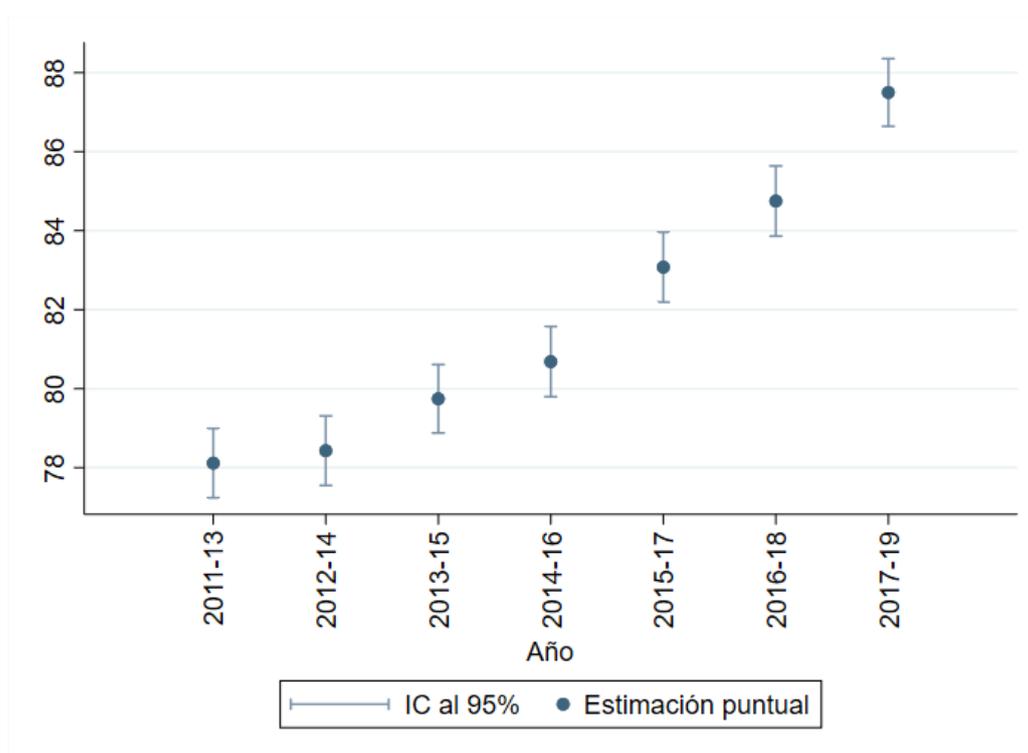
La Tabla 4 muestra las estimaciones para los índices de Disimilitud, Cobertura y HOI, y en la Figura 7 se representa la evolución del Índice HOI, incluyendo los intervalos de confianza al 95%.

Tabla 4. Estimación de los índices de Disimilitud, Cobertura y HOI

Año	Índice de Disimilitud	Cobertura	HOI
2011-13	8,07	84,97	78,12
2012-14	7,99	85,24	78,43
2013-15	7,58	86,28	79,74
2014-16	7,20	86,94	80,68
2015-17	6,35	88,71	83,08
2016-18	5,72	89,90	84,75
2017-19	4,70	91,81	87,50

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2011-2019

Figura 7. Evolución del Índice HOI



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2011-2019

Los resultados encontrados van en línea con los previamente hallados. A partir del año 2011-2013 se observa un aumento significativo en el índice HOI, impulsado por un aumento -significativo al 99%- en la cobertura y una reducción de menor magnitud de la desigualdad -significativa solo al 90%-. Los niveles en el Índice de Disimilitud son mayores que los de las primeras estimaciones, lo cual es coherente con la forma de cálculo del índice: a medida que se agregan más circunstancias el índice se mantiene (si la circunstancia es irrelevante), o aumenta -nunca puede disminuir-.

En la Tabla 5 se presenta la descomposición entre los efectos de escala y distribución para el índice HOI entre los años 2011-2013 y 2017-19, esta vez incluyendo las variables de asistencia preescolar y centro educativo privado.

Tabla 5. Descomposición entre efecto escala y efecto distribución del índice HOI

	Años	
	2011-13	2017-19
Cobertura (C)	84,97	91,81
Índice de Disimilitud (D)	8,07	4,70
Human Opportunity Index (HOI)	78,12	87,50
Descomposición		
Cambio (en puntos porcentuales)	0	9,38
Efecto escala (%)		67,05
Efecto distribución (%)		32,95

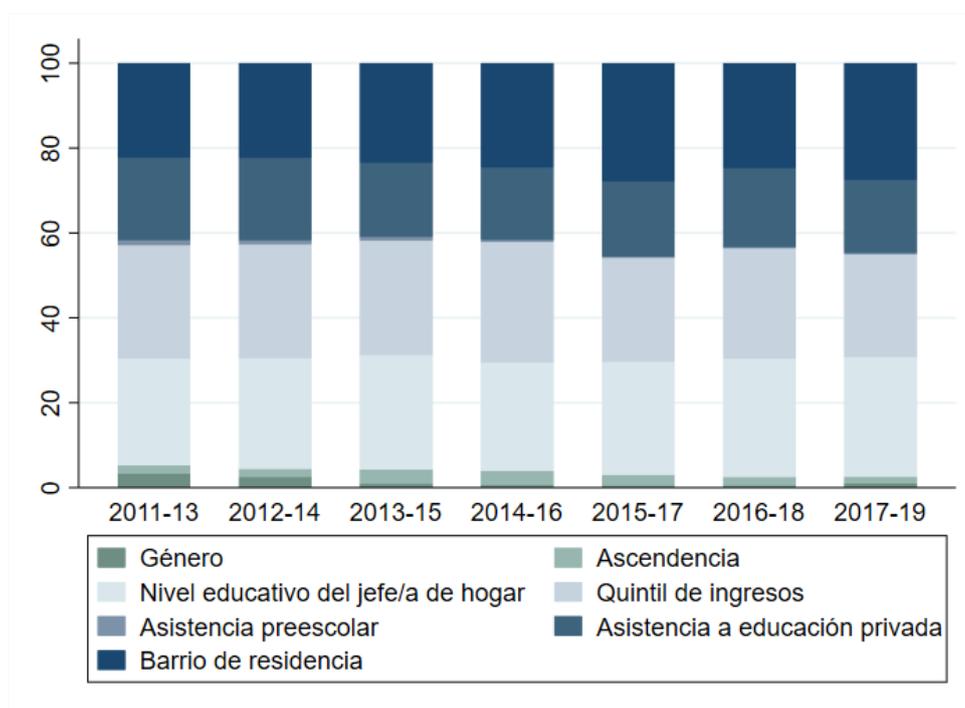
Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2011-2019

Los resultados de la descomposición son muy similares a los encontrados en el primer conjunto de estimaciones. Entre 2011-13 y 2017-19 el índice HOI aumenta 9,38 puntos, y esto se explica en un 67,05% de cambio en la escala -en un aumento del porcentaje de adolescentes que asisten a educación media- y un 32,95% se puede atribuir a cambios en la desigualdad -una reducción de la desigualdad en la probabilidad de asistencia entre grupos-.

Por último, en la Figura 8 se presenta nuevamente la Descomposición Shapley del Índice de Disimilitud, incluyendo la asistencia preescolar y el asistir al sistema educativo privado¹⁹.

¹⁹ En la tabla A4 del anexo se presentan los valores estimados por esta descomposición.

Figura 8. Descomposición Shapley del Índice de Disimilitud



Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2011-2019

Al igual que en las estimaciones anteriores, el nivel educativo del jefe/a de hogar, el quintil de ingresos, y el barrio de residencia son variables relevantes para explicar la desigualdad, y este conjunto de variables se le agrega la asistencia a educación privada. La asistencia a educación privada explica entre un 17%-19% de la desigualdad, mientras que el nivel educativo del jefe/a de hogar explica un 25%-28%, el quintil de ingresos entre 24%-28% y el barrio de residencia un 22%-27%.

Asimismo, y al igual que en las estimaciones anteriores, el género y la ascendencia étnico racial explican muy poco de la desigualdad en la probabilidad de asistencia. En el mismo sentido, el porcentaje explicado por el haber asistido a educación preescolar es muy próximo a cero.

En síntesis, los resultados encontrados muestran que la igualdad de oportunidades - medida a través del Índice HOI- en la asistencia a educación media de los adolescentes de Montevideo se incrementó de forma significativa en el período de análisis (con un aumento de 7,14 puntos). Este aumento fue impulsado por los dos componentes del índice: un aumento en el nivel de cobertura, que explica alrededor de un 67% de la variación, y una reducción en la desigualdad entre grupos, medida a través del Índice de Disimilitud -explicando casi el 33% de la variación en el índice-.

En ambas estimaciones se encuentra evidencia de que el barrio de residencia explica una parte sustancial del Índice de Disimilitud, una vez controlado por el nivel educativo del hogar, el quintil de ingresos y el tipo de centro educativo. El barrio de residencia explica alrededor de un cuarto de la desigualdad en la probabilidad de asistir a educación media de los adolescentes de Montevideo. Estos resultados muestran que el lugar de residencia resulta un componente relevante para explicar las desigualdades en la asistencia.

8. Chequeos de robustez

Uno de los posibles cuestionamientos a las estimaciones presentadas surge de la sensibilidad del índice a la definición de las variables y la arbitrariedad que puede existir en la cantidad de grupos considerada. Podría argumentarse que al considerar más categorías dentro de una misma circunstancia la variabilidad entre grupos aumente, y eso conduzca a que ésta explique una parte mayor de la desigualdad. Debido a esto y con el objetivo de contrastar la validez de los resultados, se repitieron las estimaciones haciendo algunos cambios en las variables independientes del modelo. En particular, se modificaron las definiciones de las variables de ingresos de los hogares y la zona de residencia.

Para chequear la robustez de los resultados, se realizaron estimaciones cambiando el criterio de desagregación territorial y las categorías de ingresos. En particular, se sustituye el barrio por el Centro Comunal Zonal²⁰ (CCZ) de residencia, que tiene un criterio de división territorial diferente y ocupan una superficie mayor del territorio. Además, se dividieron los ingresos per cápita del hogar en deciles -en lugar de quintiles-. Finalmente, las estimaciones se repitieron combinando ambos cambios -estimaciones con CCZ y deciles, en lugar de barrios y quintiles de ingreso-.

En el anexo se presentan los resultados para la estimación de la cobertura, el índice de disimilitud, el índice HOI, y la descomposición Shapley entre circunstancias, para cada conjunto de estimaciones. Las tablas A7 y A8 contienen los resultados para las

²⁰ Los Centros Comunales Zonales (CCZ) constituyen otra desagregación territorial de Montevideo que se encuentra disponible en los microdatos de las ECH, y que tiene un criterio de división diferente al de los barrios. El gobierno departamental de Montevideo se encuentra subdividido en cinco Gobiernos Municipales, y éstos, a su vez, se dividen en Centros Comunales Zonales (en total hay 18 CCZ en Montevideo). Los CCZ son dependencias descentralizadas, que están encargadas de la gestión administrativa, trámites y servicios. En el anexo A6 se muestra un mapa con los CCZ de Montevideo.

estimaciones sustituyendo los barrios por los CCZ, A9 y A10 tienen las estimaciones con deciles de ingreso, y en A11 y A12 se presentan los resultados utilizando CCZ y deciles de ingreso.

Al utilizar los CCZ se encuentra que los índices de cobertura, disimilitud y HOI siguen la misma tendencia que para las estimaciones con barrios. El índice HOI (Tabla A3) parte de un valor de 80,5 en 2006-08, alcanza su punto mínimo en 2011-13 (78,26) y aumenta hasta el final del período alcanzando el valor de 87,6. En lo que respecta a la descomposición por circunstancias (Tabla A8, que incluye la asistencia a preescolar y el tipo de centro), los CCZ explican un porcentaje menor del índice de disimilitud (entre un 18%-21%) que lo encontrado para las estimaciones con barrios (entre un 22%-27%). Este resultado puede deberse a que, al ser de mayor tamaño, es esperable que los CCZ tengan mayor heterogeneidad dentro de ellos -al agrupar zonas, muchas veces de características socioeconómicas diversas, la variabilidad entre ellas disminuye- en comparación con los barrios, que tienen una superficie más reducida. En este sentido, es esperable que al utilizar CCZ se reduzca el peso del lugar de residencia como circunstancia que explica la desigualdad.

Las estimaciones con deciles de ingreso -en lugar de quintiles- se encuentran en las tablas A9 y A10 del anexo. La descomposición del índice de disimilitud tiene una distribución muy similar a las estimaciones principales. Los deciles de ingreso representan alrededor del 25%-30% (Tabla A10), mientras que en las estimaciones con quintiles éstos explicaban cerca del 24%-28% (Tabla A4). El porcentaje de la desigualdad explicado por el barrio prácticamente se mantiene: entre un 22%-27% con quintiles y un 21%-27% con deciles.

9. Discusión

Esta sección tiene el objetivo de analizar los resultados presentados en el apartado anterior y discutir sus posibles explicaciones e implicancias. Se discuten, en primer lugar, las posibles causas del aumento de la igualdad de oportunidades en la asistencia de los adolescentes, analizando los movimientos observados en sus dos componentes -cobertura y desigualdad-. La segunda subsección, se centra en la desigualdad que surge del barrio

de residencia, discutiendo los posibles canales que pueden estar mediando su relevancia, a la luz del marco teórico de análisis.

9.1. Evolución de la igualdad de oportunidades

Los resultados de las estimaciones presentadas evidencian que la igualdad de oportunidades en la asistencia a educación media de los adolescentes se incrementó en el período de estudio. Particularmente, se observa que la igualdad de oportunidades osciló entre los años 2006-08 y 2011-13 -donde alcanzó su punto mínimo- y luego aumentó de forma significativa hasta el final del período, con un aumento de 7,14 puntos entre 2006-08 y 2017-19. Las descomposiciones de los cambios en el índice HOI muestran que estos movimientos estuvieron impulsados por dos fuerzas: un aumento de la cobertura y una caída de la desigualdad, siendo la primera la que explica la mayor parte de la magnitud del cambio (aproximadamente un 67%).

En este contexto, cabe preguntarse qué puede estar detrás del incremento en la probabilidad de los adolescentes de asistir a educación media. Varios estudios han analizado la relación entre la asistencia educativa de los adolescentes y las dinámicas del mercado laboral (Rees y Mocan, 1997, Rober Warren y Lee, 2003; von Simson, 2014), encontrando que las decisiones de permanecer en el sistema educativo y de incorporarse al mercado de trabajo se encuentran vinculadas y pueden estar mediadas por dos canales: el costo de oportunidad de la educación y los retornos educativos esperados.

Para el caso de Uruguay, un estudio de Bucheli y Casacuberta (2000) analiza la relación entre la asistencia educativa y la participación laboral de los adolescentes de 14 a 17 años. Mediante la estimación conjunta de las decisiones de inversión en educación y de la participación en el mercado laboral, encuentran que ambas opciones se vinculan y podrían ser simultáneas. Ambas decisiones están determinadas por variables de características individuales y contexto familiar que tienen efectos significativos y opuestos en cada una de ellas: la edad se correlaciona de forma negativa con la asistencia al sistema educativo y positiva con la participación laboral, mientras que el ingreso del hogar, la educación del jefe/a y vivir en una familia nuclear se vinculan positivamente con la asistencia y negativamente con la participación laboral.

El aumento en la asistencia podría, en este sentido, vincularse también con crecimiento económico atravesado por Uruguay durante gran parte del período de estudio. Si las decisiones de asistir al sistema educativo y participar del mercado laboral son simultáneas, ante un incremento en el nivel de ingreso de los hogares y una reducción de la pobreza monetaria, menos adolescentes se verían en la necesidad de dejar sus estudios para incorporarse al mercado de trabajo debido a necesidades económicas de sus hogares.

Por otro lado, de acuerdo con el INEE (2022), en el período de estudio se llevó adelante una expansión la oferta educativa pública mediante la creación de nuevos centros educativos y nuevos planes de estudio, principalmente en la periferia de la ciudad, con el objetivo de universalizar el acceso y la permanencia de los estudiantes en educación media. Según este informe estas políticas han servido para aumentar el acceso, particularmente en los sectores más vulnerables. En este sentido, sería oportuno contar con información más detallada de este proceso de expansión en el territorio, para poder analizar los efectos que pudo haber tenido en las diferentes zonas de la ciudad.

Finalmente, si bien el efecto escala representa más de dos tercios del movimiento en el índice de igualdad de oportunidades, el efecto distribución también muestra un resultado positivo: la desigualdad en la asistencia entre los adolescentes en función de sus circunstancias observables se reduce. Sin embargo, un punto de discusión a traer a la luz de esta mejora surge de observar que la variable de resultado se encuentra topeada: cuando se logra la asistencia universal la desigualdad entre grupos mecánicamente desaparece. Dado esto, es esperable que ante un avance en los niveles de escolarización el índice de igualdad de oportunidades educativas aumente.

Más allá de esta observación, ante una situación en la que la universalidad aún no se ha logrado, sigue resultando relevante analizar las desigualdades entre grupos y cuánto aportan a esta desigualdad cada una de las diferentes circunstancias. Esto puede ser sustancial para el desarrollo de políticas públicas específicas que logren aumentar la asistencia y completitud de los adolescentes en la educación obligatoria.

9.2. La importancia del barrio

Las estimaciones realizadas evidencian de que el barrio de residencia explica una parte sustancial la desigualdad en la asistencia a educación media de los adolescentes, una vez

controlado por el género, la ascendencia étnico-racial, el ingreso, el nivel educativo del jefe/a de hogar, la asistencia a educación preescolar y el tipo de centro educativo. En particular, el barrio parecería explicar cerca de un cuarto de las desigualdades en la probabilidad de asistencia y su importancia se mantiene a lo largo del período de análisis.

En este punto, es importante destacar que el barrio captura diversos efectos, que este estudio no logra diferenciar y que la literatura destaca como relevantes. Entre ellos se puede mencionar la oferta de la zona -disponibilidad y distancia a los centros educativos-, efectos de pares, modelos de rol, calidad diferencial de centros educativos - tamaños de las clases, cantidad de docentes-, infraestructura edilicia más allá de los centros - saneamiento, disponibilidad de centros comunales con bibliotecas, actividades en plazas deportivas-, entre otros (Jencks y Mayer, 1990; Brooks-Gunn et al., 1993; Benabou, 1996; Leventhal y Brooks-Gunn, 2000; Mayer, 2002; Checchi, 2006).

Un canal que no se ha explorado aún en la literatura para el caso de Montevideo es la oferta educativa diferencial entre los diversos barrios, particularmente la disponibilidad de centros en la periferia. Si bien a través de la georreferenciación de los centros de educación media se observa que éstos se concentran en la zona más céntrica de la ciudad -lo que es esperable desde el punto de vista de la densidad poblacional-, no se encuentran documentos que analicen la relación entre la demanda de estudiantes y la oferta de centros, y cómo han evolucionado en el tiempo. La distribución desigual de los centros educativos en el territorio podría conducir a que los estudiantes que residen la periferia tengan costos mayores de traslado -en tiempo y/o dinero- hacia los centros educativos que aquellos que viven en zonas más urbanizadas y que eso esté afectando su probabilidad de permanecer en el sistema.

Por otro lado, la segregación residencial y la segregación educativa se vinculan debido a la forma en la que se seleccionan los estudiantes en los centros educativos. De acuerdo con el INEEd (2022) la expansión de centros educativos, con políticas focalizadas socioeconómica y territorialmente, han servido para aumentar el acceso, pero se genera el riesgo vínculo entre ambos tipos de segregación se afiance. La homogeneidad dentro de los barrios y dentro de los centros educativos, conduce a que los pares coincidan en ambos ámbitos de socialización, reduciendo las posibilidades de interacción de los adolescentes con otros de diferente nivel socioeconómico. Liceos en barrios vulnerables, con centros donde asisten adolescentes de niveles socioeconómicos bajos, pueden verse

afectados de forma negativa por rodearse de pares que también se encuentran en un contexto de vulnerabilidad. En el otro extremo, la homogeneidad de los liceos de zonas más favorables puede potenciar positivamente los resultados educativos. De esta manera, la segregación puede conducir a un aumento de la desigualdad en los resultados educativos.

Otro punto que discutir surge de las posibles implicancias del mecanismo de elección de horas docente sobre la desigualdad en la calidad de los centros educativos. Como se mencionó anteriormente, algunos estudios evidencian que los criterios de ordenamiento para la elección de horas conducen a una concentración de los docentes con más experiencia en centros de educación media superior y de un contexto socioeconómico más favorable (INEEd, 2021b). En este sentido cabe preguntarse los efectos que esta distribución regresiva de recursos entre centros educativos pueda tener sobre la probabilidad de asistencia de los adolescentes.

Los dos puntos anteriores -el vínculo entre la segregación residencial y la segregación educativa y el mecanismo de elección docente- pueden alimentarse mutuamente. Si docentes con más experiencia evitan elegir los liceos de contexto más vulnerable, los padres con más aspiraciones educativas para sus hijos también van a tener incentivos a elegir liceos de contexto más favorable y con docentes con más experiencia. Esto conduce a un aumento de la segregación educativa que, nuevamente, polariza los liceos de contexto favorable por un lado y vulnerable por el otro.

El vínculo entre la segregación residencial, la segregación educativa y los diferenciales en los resultados, pueden interpretarse en el marco del modelo planteado por Benabou (1993). La elección del barrio dónde residir, en un contexto de diferencias en los retornos de las inversiones en educación entre barrios, conduce a que los individuos se segreguen en el espacio. Esta segregación en el territorio, a su vez, conlleva nuevamente a un incremento en las brechas en los resultados entre barrios -a través de efectos de pares, modelos de rol, entre otros-.

Finalmente, la asistencia educativa de los adolescentes también puede estar influenciada por otros recursos, infraestructura e interacciones que surgen en el barrio, más allá de los que se dan puntualmente en el centro educativo. La presencia de infraestructura que propicie un buen lugar de estudio -como centros comunales o bibliotecas públicas-,

saneamiento y alumbrado de calles, la disponibilidad de actividades extracurriculares en plazas de deportes, entre otras, pueden también estar repercutiendo sobre la probabilidad de asistencia. Los espacios de interacción que surgen en actividades extracurriculares, centros comunales o plazas de deportes alimentan los efectos de pares, las redes de información entre jóvenes y adultos y favorecen la presencia de modelos de rol por fuera del entorno familiar, y también pueden influir sobre las decisiones educativas.

10. Conclusiones

El abandono educativo de los adolescentes a lo largo de su trayecto por la educación media constituye un problema relevante y se encuentra actualmente presente en la agenda de discusión pública en Uruguay. Si bien el acceso de los niños a educación primaria es prácticamente universal desde mediados del siglo pasado, se estima que en 2019 apenas el 42,7% de los jóvenes de entre 21 y 23 años acredita haber culminado educación media (INEEd, 2020).

En este contexto, resulta sustancial analizar si el aumento de la asistencia a educación media de los adolescentes observado en los últimos años viene acompañado de una reducción de las desigualdades entre los jóvenes. En este sentido, el marco teórico de igualdad de oportunidades brinda un enfoque desde el cuál intentar dilucidar qué parte de las diferencias en los resultados está determinada por las circunstancias de los individuos, es decir, por características de las cuales no son responsables.

La vasta literatura sobre segregación residencial y efectos del vecindario sobre los desempeños educativos de niños y jóvenes justifica el considerar el barrio como una variable relevante que puede determinar las oportunidades de los individuos. Este argumento se sustenta, además, en la tendencia creciente en el largo plazo de la segregación residencial en Montevideo.

Los resultados encontrados por este estudio permiten concluir que la igualdad de oportunidades en la asistencia a educación media de los adolescentes de Montevideo se incrementó de forma significativa en el período de análisis. Este aumento fue impulsado por los dos componentes del índice: un aumento en el nivel de cobertura y una reducción en la desigualdad, siendo la cobertura la que explica en mayor medida este movimiento.

Se encuentra evidencia concluyente de que el barrio de residencia explica una parte sustancial de la desigualdad -alrededor de un cuarto del índice de disimilitud-, una vez controlado por el nivel educativo del hogar, el quintil de ingresos y el tipo de centro educativo. Estos resultados muestran que el lugar de residencia resulta un componente relevante para explicar las desigualdades en la asistencia a educación media de los adolescentes.

Referencias

- Aguiar, S., & Filardo, V. (Eds.). (2015). Dimensiones de la segregación residencial en Montevideo. En *El Uruguay desde la Sociología XIII*.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income distribution, political instability, and investment. *European Economic Review*, 40(6), 1203-1228. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(95\)00030-5](https://doi.org/10.1016/0014-2921(95)00030-5)
- Anderson, E. (1999). What is the point of equality. *Ethics*, 109(2), 287-337.
- Arim, R. (2008). Crisis económica, segregación residencial y exclusión social: El caso de Montevideo. En *Procesos de urbanización de la pobreza y nuevas formas de exclusión social: Los retos de las políticas sociales de las ciudades latinoamericanas del siglo XXI*. Siglo del Hombre CLACSO.
- Arneson, R. J. (1989). Equality and equal opportunity for welfare. *Philosophical Studies*, 56(1), 77-93. <https://doi.org/10.1007/BF00646210>
- Barros, R. P. de, Ferreira, F. H. G., Molinas, J. R., & Weltbank (Eds.). (2008). *Midiendo la desigualdad de oportunidades en América Latina y el Caribe* (1. ed. en castellano). Banco Mundial [u.a.].
- Benabou, R. (1993). Workings of a City: Location, Education, and Production. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 619-652. <https://doi.org/10.2307/2118403>
- Benabou, R. (1996). Equity and Efficiency in Human Capital Investment: The Local Connection. *The Review of Economic Studies*, 63(2), 237. <https://doi.org/10.2307/2297851>
- Bowles, S., & Gintis, H. (2001). The inheritance of economic status: Education, class and genetics. *International encyclopedia of the social and behavioral sciences: Genetics, behavior and society*, 6, 4132-4141.
- Bowles, S., & Gintis, H. (2002). Schooling in Capitalist America Revisited. *Sociology of Education*, 75(1), 1. <https://doi.org/10.2307/3090251>
- Bracco, C. (2019). *Efectos vecindario en el desempeño educativo: Evidencia desde un enfoque espacial*. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República.
- Branson, N., Hofmeyr, C., & Lam, D. (2014). Progress through school and the determinants of school dropout in South Africa. *Development Southern Africa*, 31(1), 106-126. <https://doi.org/10.1080/0376835X.2013.853610>

- Brooks-Gunn, J., Duncan, G. J., Klebanov, P. K., & Sealand, N. (1993). Do Neighborhoods Influence Child and Adolescent Development? *American Journal of Sociology*, 99(2), 353-395. <https://doi.org/10.1086/230268>
- Bucheli, M., & Cabella, W. (2007). *El perfil demográfico y socioeconómico de la población uruguaya según su ascendencia racial*. INE, PNUD y UNFPA.
- Bucheli, M., & Casacuberta, C. (2000). Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay. *El Trimestre Económico*, 67(267(3)), 395-420. JSTOR.
- Bucheli, M., & Casacuberta, C. (Eds.). (2010). Asistencia a instituciones educativas y actividad laboral de los adolescentes en Uruguay, 1986-2008. En *La desafiliación en la educación media y superior de Uruguay: Conceptos, estudios y políticas*. Comisión Sectorial de Investigación Científica, Universidad de la República.
- Cairns, R. B., Cairns, B. D., & Neckerman, H. J. (1989). Early School Dropout: Configurations and Determinants. *Child Development*, 60(6), 1437. <https://doi.org/10.2307/1130933>
- Calvo, J., Macadar, D., Pellegrino, A., & Vigorito, A. (2002). *Proyecto segregación residencial en Montevideo: ¿Un fenómeno creciente?* Comisión Sectorial de Investigación Científica (CSIC). Universidad de la República.
- Cameron, S. V., & Heckman, J. J. (2001). The Dynamics of Educational Attainment for Black, Hispanic, and White Males. *Journal of Political Economy*, 109(3), 455-499. <https://doi.org/10.1086/321014>
- Card, D. E. (1999). The Causal Effect of Education on Earnings. En *Handbook of labor economics* (Vol. 3). North-Holland Sole distributors for the U.S.A. and Canada, Elsevier Science Pub. Co.
- Carneiro, P. (2008). Equality of opportunity and educational achievement in Portugal. *Portuguese Economic Journal*, 7(1), 17-41. <https://doi.org/10.1007/s10258-007-0023-z>
- Cervini, M., & Gallo, M. (2001). *La segregación residencial entre los barrios de Montevideo: 1968 1998*. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Cecchi. (2001). *Education, Inequality and Income Inequality*. 52. <https://ssrn.com/abstract=1094825>
- Cecchi, D. (2006). *The economics of education: Human capital, family background and inequality*. Cambridge University Press.

- Chetty, R., & Hendren, N. (2018a). The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility I: Childhood Exposure Effects*. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3), 1107-1162. <https://doi.org/10.1093/qje/qjy007>
- Chetty, R., & Hendren, N. (2018b). The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility II: County-Level Estimates*. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3), 1163-1228. <https://doi.org/10.1093/qje/qjy006>
- Chetty, R., Hendren, N., & Katz, L. F. (2016). The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment. *American Economic Review*, 106(4), 855-902. <https://doi.org/10.1257/aer.20150572>
- Cid, A., & Stokes, C. E. (2013). Family Structure and Children's Education Outcome: Evidence from Uruguay. *Journal of Family and Economic Issues*, 34(2), 185-199. <https://doi.org/10.1007/s10834-012-9326-z>
- Cohen, G. A. (1989). On the Currency of Egalitarian Justice. *Ethics*, 99(4), 906-944. <https://doi.org/10.1086/293126>
- Crane, J. (1991). The Epidemic Theory of Ghettos and Neighborhood Effects on Dropping Out and Teenage Childbearing. *American Journal of Sociology*, 96(5), 1226-1259. JSTOR.
- Crowder, K., & South, S. J. (2003). Neighborhood distress and school dropout: The variable significance of community context. *Social Science Research*, 32(4), 659-698. [https://doi.org/10.1016/S0049-089X\(03\)00035-8](https://doi.org/10.1016/S0049-089X(03)00035-8)
- Cunha, F., Heckman, J. J., Lochner, L., & Masterov, D. V. (2006). Chapter 12 Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation. En *Handbook of the Economics of Education* (Vol. 1, pp. 697-812). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0692\(06\)01012-9](https://doi.org/10.1016/S1574-0692(06)01012-9)
- de Melo, G., Failache, E., & Machado, A. (2015). Adolescentes que no asisten a ciclo básico: Caracterización de su trayectoria académica, condiciones de vida y decisión de abandono. *Páginas De Educación*, 8(2), 225-257.
- de Melo, G., & Machado, A. (2018). Educational trajectories. Evidence from Uruguay. *International Journal of Educational Research*, 92, 110-134. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2018.09.018>
- De Witte, K., & Rogge, N. (2013). Dropout from Secondary Education: All's well that begins well: European Journal of Education. *European Journal of Education*, 48(1), 131-149. <https://doi.org/10.1111/ejed.12001>

- Dekkers, H., & Driessen, G. (1997). An evaluation of the educational priority policy in relation to early school leaving. *Studies in Educational Evaluation*, 23(3), 209-230. [https://doi.org/10.1016/S0191-491X\(97\)00014-X](https://doi.org/10.1016/S0191-491X(97)00014-X)
- Deutsch, J., Pi Alperin, M. N., & Silber, J. (2018). Using the Shapley Decomposition to Disentangle the Impact of Circumstances and Efforts on Health Inequality. *Social Indicators Research*, 138(2), 523-543. <https://doi.org/10.1007/s11205-017-1690-5>
- Deutsch, J., & Silber, J. (2007). Decomposing Income Inequality by Population Subgroups: A Generalization. En *Research on Economic Inequality* (Vol. 14, pp. 237-253). Emerald (MCB UP). [https://doi.org/10.1016/S1049-2585\(06\)14011-9](https://doi.org/10.1016/S1049-2585(06)14011-9)
- Dworkin, R. (1981a). What is equality? Part 1: Equality of welfare. *Philosophy and Public Affairs*, 10(3), 185-246.
- Dworkin, R. (1981b). What is equality? Part 2: Equality of resources. *Philosophy and Public Affairs*, 10(4), 283-345.
- Failache, E., Salas, G., & Vigorito, A. (2017). Desarrollo en la infancia y trayectorias educativas de los adolescentes. Un estudio con base en datos de panel para Uruguay. *El Trimestre Económico*, 85(337), 81. <https://doi.org/10.20430/ete.v85i337.660>
- Fogli, A., & Guerrieri, V. (2019). *The End of the American Dream? Inequality and Segregation in US Cities* (N.º w26143; p. w26143). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w26143>
- Gamboa, L. F., & Waltenberg, F. D. (2012). Inequality of opportunity for educational achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006–2009. *Economics of Education Review*, 31(5), 694-708. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2012.05.002>
- Gasparini, L., Cicowiez, M., & Sosa Escudero, W. (2013). *Pobreza y desigualdad en América Latina: Conceptos, herramientas y aplicaciones* (1o edición). CEDLAS, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales, Universidad Nacional de La Plata.
- Gignoux, J., & Crespo, A. (2008). Inequality of Learning Opportunities in Chile: Measures and Recent Trends. *Banco Mundial*.
- Gregorio, J. D., & Lee, J.-W. (2002). Education and Income Inequality: New Evidence From Cross-Country Data. *Review of Income and Wealth*, 48(3), 395-416. <https://doi.org/10.1111/1475-4991.00060>
- Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2007). *The Role of Education Quality for Economic Growth*. <https://ssrn.com/abstract=960379>

- Harding, D. J. (2003). Counterfactual Models of Neighborhood Effects: The Effect of Neighborhood Poverty on Dropping Out and Teenage Pregnancy. *American Journal of Sociology*, 109(3), 676-719. <https://doi.org/10.1086/379217>
- Haveman, R., Wolfe, B., & Spaulding, J. (1991). Childhood events and circumstances influencing high school completion. *Demography*, 28(1), 133-157. <https://doi.org/10.2307/2061340>
- Heckman, J. J., Lochner, L. J., & Todd, P. E. (2008). Earnings Functions and Rates of Return. *Journal of Human Capital*, 2(1), 1-31. <https://doi.org/10.1086/587037>
- Heckman, J. J., & Rubinstein, Y. (2001). The Importance of Noncognitive Skills: Lessons from the GED Testing Program. *American Economic Review*, 91(2), 145-149. <https://doi.org/10.1257/aer.91.2.145>
- Hoyos, A., & Narayan, A. (2011). Inequality of Opportunities Among Children: How Much Does Gender Matter? *Banco Mundial*.
- Huisman, J., & Smits, J. (2015). Keeping Children in School: Effects of Household and Context Characteristics on School Dropout in 363 Districts of 30 Developing Countries. *SAGE Open*, 5(4), 215824401560966. <https://doi.org/10.1177/2158244015609666>
- INEEd. (2016). *Revisión de políticas para mejorar la efectividad del uso de los recursos educativos. Informe país – Uruguay*. INEEd.
- INEEd. (2018). *Reporte del Mirador Educativo 1. Desigualdades en el acceso a la educación obligatoria*. INEEd.
- INEEd. (2020). *Reporte del Mirador Educativo 6. 40 años de egreso de la educación media en Uruguay*. INEEd.
- INEEd. (2021a). *Identificación de los elementos que inciden en la asignación de recursos en los liceos públicos*. INEEd. www.ineed.edu.uy/images/publicaciones/informes/Elementos-que-inciden-en-la-asignacion-de-recursos-a-los-liceos-publicos.pdf
- INEEd. (2021b). *Un análisis de la asignación de recursos humanos a los liceos públicos de Uruguay*. <https://www.ineed.edu.uy/images/publicaciones/informes/Un-analisis-de-la-asignacion-de-recursos-humanos-a-los-liceos-publicos.pdf>
- INEEd. (2022). *La asignación de estudiantes a los establecimientos educativos y la segregación en Uruguay: Una relación no tan aparente*. INEEd. www.ineed.edu.uy/images/publicaciones/informes/Asignacion-de-estudiantes-y-segregacion-en-Uruguay.pdf

- INMujeres. (2010). *La población afrodescendiente en Uruguay desde una perspectiva de género* (Cuadernos del Sistema de Información de Género). INMujeres.
- Jencks, C., & Meyer, S. E. (1990). The Social Consequences of Growing Up in a Poor Neighborhood. En *Inner-city poverty in the United States*. National Academy Press.
- Jordan, J., Kostandini, G., & Mykerezi, E. (2012). Rural and Urban High School Dropout Rates: Are They Different? *Journal of Research in Rural Education*, 27(12).
- Katzman, R. (1999). *Activos y estructuras de oportunidades: Estudios sobre las raíces de la vulnerabilidad social en Uruguay*. PNUD.
- Katzman, R., & Retamoso, A. (2005). Segregación espacial, empleo y pobreza en Montevideo. *CEPAL*, 85.
- Katzman, R., & Retamoso, A. (2007). Efectos de la segregación urbana sobre la educación en Montevideo. *Revista de la CEPAL*.
- Leventhal, T., & Brooks-Gunn, J. (2000). The neighborhoods they live in: The effects of neighborhood residence on child and adolescent outcomes. *Psychological Bulletin*, 126(2), 309-337. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.126.2.309>
- Llambí, C., Messina, P., & Perera, M. (2009). *Desigualdad de oportunidades y el rol del sistema educativo en los logros de los jóvenes uruguayos*. CINVE.
- Lochner, L. (2011). *Non-Production Benefits of Education: Crime, Health, and Good Citizenship*. National Bureau of Economic Research.
- Manacorda, M. (2012). The Cost of Grade Retention. *Review of Economics and Statistics*, 94(2), 596-606. https://doi.org/10.1162/REST_a_00165
- Manski, C. F., Sandefur, G. D., McLanahan, S., & Powers, D. (1992). Alternative Estimates of the Effect of Family Structure during Adolescence on High School Graduation. *Journal of the American Statistical Association*, 87(417), 25-37. <https://doi.org/10.1080/01621459.1992.10475171>
- Massey, D. S., & Denton, N. A. (1988). The Dimensions of Residential Segregation. *Social Forces*, 67(2), 281. <https://doi.org/10.2307/2579183>
- Mayer, S. E. (2002). How Economic Segregation Affects Children's Educational Attainment. *Social Forces*, 81(1), 153-176.
- Méndez, L. (2020). University supply expansion and inequality of opportunity of access: The case of Uruguay. *Education Economics*, 28(2), 115-135. <https://doi.org/10.1080/09645292.2019.1684448>

- Méndez-Errico, L., & Ramos, X. (2022). Selection and educational attainment: Why some children are left behind? Evidence from a middle-income country. *Education Economics*, 30(6), 624-643. <https://doi.org/10.1080/09645292.2022.2027875>
- Pal, R. (2016). Decomposing Inequality of Opportunity in Immunization by Circumstances: Evidence from India. *The European Journal of Development Research*, 28(3), 431-446. <https://doi.org/10.1057/ejdr.2015.11>
- Pasturino, M. (2015). *Hacia la conformación de equipos estables en los centros de educación media básica en Uruguay*.
- Rawls, J. (1999). *A theory of justice* (Rev. ed). Belknap Press of Harvard University Press.
- Rees, D. I., & Mocan, H. N. (1997). Labor market conditions and the high school dropout rate: Evidence from New York State. *Economics of Education Review*, 16(2), 103-109. [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(96\)00037-4](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(96)00037-4)
- Rivero, L., & Viera, D. (2021). *Diversificación de la estructura de la escuela secundaria y segmentación educativa en América Latina: La experiencia de adolescentes y jóvenes en el Uruguay* (Documentos de Proyectos (LC/TS.2021/46)). Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Robert Warren, J., & Lee, J. C. (2003). The impact of adolescent employment on high school dropout: Differences by individual and labor-market characteristics. *Social Science Research*, 32(1), 98-128. [https://doi.org/10.1016/S0049-089X\(02\)00021-2](https://doi.org/10.1016/S0049-089X(02)00021-2)
- Rodríguez Vivas, M. (2019). *Segregación residencial en Montevideo: Su evolución por variables estructurales para el período 2006—2017*. Universidad de la República, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.
- Roemer, J. E. (1998a). *Equality of opportunity*. Harvard University Press.
- Roemer, J. E. (1998b). *Theories of distributive justice* (1. Harvard Univ. Press paperback ed). Harvard Univ. Press.
- Rumberger, R. W. (1983). Dropping Out of High School: The Influence of Race, Sex, and Family Background. *American Educational Research Journal*, 20(2), 199-220. <https://doi.org/10.3102/00028312020002199>
- Sanoussi, Y., Ahinkorah, B. O., Banke-Thomas, A., & Yaya, S. (2020). Assessing and decomposing inequality of opportunity in access to child health and nutrition in sub-Saharan Africa: Evidence from three countries with low human development index. *International Journal for Equity in Health*, 19(1), 143. <https://doi.org/10.1186/s12939-020-01258-5>

- Santiago, P., Ávalos, B., Burns, T., Morduchowicz, A., & Radinger, T. (2016). *OECD Reviews of School Resources: Uruguay 2016*. OECD Reviews of School Resources.
- Sen, A. (1992). *Inequality reexamined*. Russell Sage foundation Clarendon press.
- Shapley, L. S. (1953). 17. A Value for n-Person Games. En H. W. Kuhn & A. W. Tucker (Eds.), *Contributions to the Theory of Games (AM-28), Volume II* (pp. 307-318). Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400881970-018>
- Shorrocks, A. F. (1999). Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value. *University of Essex. Unpublished manuscript*.
- Shorrocks, A. F. (2013). Decomposition procedures for distributional analysis: A unified framework based on the Shapley value. *The Journal of Economic Inequality*, 11(1), 99-126. <https://doi.org/10.1007/s10888-011-9214-z>
- South, S. J., Baumer, E. P., & Lutz, A. (2003). Interpreting Community Effects on Youth Educational Attainment. *Youth & Society*, 35(1), 3-36. <https://doi.org/10.1177/0044118X03254560>
- Türk, U., & Östh, J. (2019). How much does geography contribute? Measuring inequality of opportunities using a bespoke neighbourhood approach. *Journal of Geographical Systems*, 21(2), 295-318. <https://doi.org/10.1007/s10109-019-00297-z>
- Vázquez, L. (2018). *Segregación residencial en Montevideo. ¿Cuál fue su evolución en un contexto de recuperación económica, mejoras distributivas y crecimiento del ingreso real?* Universidad de la República, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración.
- Veiga, D. (2005). *Desigualdad y exclusión social: Estudio de caso del Gran Montevideo*. Universidad de la República, Facultad de Ciencias Sociales, Departamento de Sociología.
- von Simson, K. (2015). Explaining upper secondary school dropout: New evidence on the role of local labor markets. *Empirical Economics*, 48(4), 1419-1444. <https://doi.org/10.1007/s00181-014-0829-3>
- World Bank. (2005). *World Development Report 2006: Equity and Development*. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-6249-5>

Anexos

Tabla A1: Estimación logit de la probabilidad de asistencia a educación media de los adolescentes de 12 a 17 años de Montevideo

Variables	(1) 2006-2008	(2) 2007-2009	(3) 2008-2010	(4) 2009-2011	(5) 2010-2012	(6) 2011-2013	(7) 2012-2014	(8) 2013-2015	(9) 2014-2016	(10) 2015-2017	(11) 2016-2018	(12) 2017-2019
Edad												
13 años	-0,001	-0,003	0,009	-0,011	0,031	0,056**	0,036	0,022	-0,007	-0,02	-0,078**	-0,053*
14 años	-0,049***	-0,048***	-0,026	-0,072***	-0,055***	-0,049**	-0,053**	-0,052***	-0,075***	-0,086***	-0,127***	-0,100***
15 años	-0,108***	-0,099***	-0,086***	-0,148***	-0,144***	-0,145***	-0,148***	-0,134***	-0,150***	-0,151***	-0,194***	-0,153***
16 años	-0,169***	-0,157***	-0,139***	-0,203***	-0,207***	-0,218***	-0,210***	-0,204***	-0,219***	-0,225***	-0,250***	-0,201***
17 años	-0,220***	-0,208***	-0,192***	-0,256***	-0,260***	-0,264***	-0,265***	-0,254***	-0,261***	-0,253***	-0,280***	-0,230***
Mujer	0,033***	0,036***	0,028***	0,038***	0,038***	0,050***	0,042***	0,032***	0,024***	0,020***	0,020***	0,022***
Ascendencia afro	-0,014**	-0,018***	-0,021***	-0,024***	-0,012	-0,006	-0,008	-0,031***	-0,032***	-0,022***	-0,012	-0,009
Nivel educativo del jefe/a												
CB completo o bachillerato incompleto	0,062***	0,056***	0,046***	0,043***	0,040***	0,049***	0,050***	0,052***	0,051***	0,044***	0,040***	0,032***
Bachillerato completo o más	0,121***	0,122***	0,114***	0,104***	0,101***	0,121***	0,128***	0,124***	0,112***	0,111***	0,119***	0,100***
Quintil de ingresos												
2do quintil	0,056***	0,055***	0,051***	0,055***	0,058***	0,059***	0,053***	0,049***	0,051***	0,046***	0,048***	0,037***
3er quintil	0,098***	0,085***	0,087***	0,092***	0,109***	0,110***	0,118***	0,110***	0,100***	0,079***	0,083***	0,073***
4to quintil	0,145***	0,130***	0,128***	0,145***	0,153***	0,141***	0,138***	0,126***	0,142***	0,109***	0,115***	0,083***
5to quintil	0,197***	0,183***	0,171***	0,207***	0,200***	0,187***	0,161***	0,163***	0,159***	0,141***	0,106***	0,067**
Efectos fijos de barrio	Sí	Sí	Sí									
Observaciones	15.829	12.654	12.122	11.640	11.010	10.651	10.480	10.252	9.774	9.340	8.737	8.236

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2006-2019

Tabla A2: Estimación de los índices de Disimilitud, Cobertura, HOI y descomposición Shapley

	2006-08	2007-09	2008-10	2009-11	2010-12	2011-13	2012-14	2013-15	2014-16	2015-17	2016-18	2017-19
Cobertura (C)	86,46	86,88	87,33	87,03	85,64	84,97	85,24	86,28	86,94	88,71	89,90	91,81
Índice de disimilitud (D)	7,01	6,39	6,09	6,74	7,50	7,98	7,92	7,52	7,15	6,29	5,67	4,65
Human Opportunity Index (HOI)	80,40	81,34	82,01	81,16	79,22	78,19	78,49	79,80	80,73	83,13	84,80	87,55
Descomposición Shapley (%)												
Género	1,84	2,23	1,47	2,91	3,03	3,90	3,03	1,03	0,72	0,58	0,66	0,97
Ascendencia	2,93	3,34	3,67	3,22	2,47	2,30	2,41	4,06	3,97	3,05	2,52	1,99
Nivel educativo del jefe/a de hogar	29,43	29,59	28,38	28,27	28,35	31,36	32,34	32,75	30,86	32,21	33,76	34,09
Quintil de ingresos	37,40	36,10	35,76	36,74	37,48	34,65	34,63	34,00	35,41	31,33	33,49	30,89
Barrio de residencia	28,40	28,74	30,73	28,86	28,68	27,79	27,59	28,17	29,04	32,82	29,57	32,06

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2006-2019

Tabla A3: Estimación logit de la probabilidad de asistencia a educación media de los adolescentes de 12 a 17 años de Montevideo

Variabes	(1) 2011-2013	(2) 2012-2014	(3) 2013-2015	(4) 2014-2016	(5) 2015-2017	(6) 2016-2018	(7) 2017-2019
Edad							
13 años	0,058**	0,039	0,024	-0,004	-0,018	-0,076**	-0,051
14 años	-0,046**	-0,050**	-0,049**	-0,072***	-0,083***	-0,124***	-0,097***
15 años	-0,140***	-0,143***	-0,130***	-0,146***	-0,147***	-0,190***	-0,149***
16 años	-0,211***	-0,203***	-0,198***	-0,213***	-0,218***	-0,243***	-0,196***
17 años	-0,256***	-0,256***	-0,247***	-0,255***	-0,247***	-0,274***	-0,224***
Mujer	0,048***	0,041***	0,032***	0,024***	0,020***	0,020***	0,022***
Ascendencia afro	-0,005	-0,006	-0,029***	-0,030***	-0,021***	-0,011	-0,007
Nivel educativo del jefe/a							
CB completo o bachillerato incompleto	0,048***	0,047***	0,050***	0,049***	0,043***	0,039***	0,031***
Bachillerato completo o más	0,111***	0,118***	0,115***	0,104***	0,101***	0,109***	0,092***
Quintil de ingresos							
2do quintil	0,054***	0,048***	0,044***	0,047***	0,042***	0,044***	0,034***
3er quintil	0,097***	0,104***	0,101***	0,090***	0,070***	0,072***	0,063***
4to quintil	0,111***	0,109***	0,105***	0,124***	0,090***	0,093***	0,064***
5to quintil	0,145***	0,113***	0,123***	0,125***	0,106***	0,067**	0,029
Asistencia a educación preescolar	0,053***	0,050***	0,055***	0,048*	0,03	0,017	0,053**
Centro educativo privado	0,081***	0,086***	0,071***	0,064***	0,072***	0,079***	0,069***
Efectos fijos de barrio	Sí						
Observaciones	10.651	10.48	10.252	9.774	9.34	8.737	8.236

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2011-2019

Tabla A4: Estimación de los índices de Disimilitud, Cobertura, HOI y descomposición Shapley incluyendo asistencia a preescolar y asistencia a educación privada

	2011-13	2012-14	2013-15	2014-16	2015-17	2016-18	2017-19
Cobertura (C)	84,97	85,24	86,28	86,94	88,71	89,90	91,81
Índice de disimilitud (D)	8,07	7,99	7,58	7,20	6,35	5,72	4,70
Human Opportunity Index (HOI)	78,12	78,43	79,74	80,68	83,08	84,75	87,50
Descomposición Shapley (%)							
Género	3,42	2,54	0,93	0,61	0,54	0,55	1,01
Ascendencia	1,84	1,91	3,31	3,29	2,51	1,98	1,55
Nivel educativo del jefe/a de hogar	25,20	26,08	27,03	25,61	26,63	27,90	28,25
Quintil de ingresos	26,67	26,83	26,99	28,43	24,58	26,21	24,17
Asistencia preescolar	1,18	0,91	0,82	0,41	0,20	0,06	0,35
Asistencia a educación privada	19,42	19,40	17,46	17,05	17,65	18,53	17,17
Barrio de residencia	22,27	22,32	23,47	24,59	27,89	24,76	27,51

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2011-2019

Figura A5: Barrios de Montevideo



Códigos de barrios:

1 Ciudad Vieja	22 Ituzaingó	43 Atahualpa
2 Centro	23 Unión	44 Jacinto Vera
3 Barrio Sur	24 Villa Española	45 La Figurita
4 Cordón	25 Mercado Modelo, Bolívar	46 Larrañaga
5 Palermo	26 Castro, P. Castellanos	47 La Blanqueada
6 Parque Rodó	27 Cerrito	48 Villa Muñoz, Retiro
7 Punta Carretas	28 Las Acacias	49 La Comercial
8 Pocitos	29 Aires Puros	50 Tres Cruces
9 Buceo	30 Casavalle	51 Brazo Oriental
10 Parque Batlle, Villa Dolores	31 Piedras Blancas	52 Sayago
11 Malvín	32 Manga, Toledo Chico	53 Conciliación
12 Malvín Norte	33 Paso de las Duranas	54 Belvedere
13 Punta Gorda	34 Peñarol, Lavalleja	55 Nuevo París
14 Carrasco	35 Cerro	56 Tres Ombúes, Victoria
15 Carrasco Norte	36 Casabó, Pajas Blancas	57 Paso de la Arena
16 Bañados de Carrasco	37 La Paloma, Tomkinson	58 Colón Sureste, Abayubá
17 Maroñas, Parque Guaraní	38 La Teja	59 Colón Centro y Noroeste
18 Flor de Maroñas	39 Prado, Nueva Savona	60 Lezica, Melilla
19 Las Canteras	40 Capurro, Bella Vista	61 Villa García, Manga Rural
20 Punta Rieles, Bella Italia	41 Aguada	62 Manga
21 Jardines del Hipódromo	42 Reducto	

Fuente: Elaboración propia en base a información cartográfica del INE

Figura A6: Centros Comunales Zonales (CCZ) de Montevideo



Fuente: Elaboración propia en base a información cartográfica del INE

Tabla A7: Estimación de los índices de Disimilitud, Cobertura, HOI y descomposición Shapley incluyendo CCZ

	2006-08	2007-09	2008-10	2009-11	2010-12	2011-13	2012-14	2013-15	2014-16	2015-17	2016-18	2017-19
Cobertura (C)	86,46	86,88	87,33	87,03	85,64	84,97	85,24	86,28	86,94	88,71	89,90	91,81
Índice de disimilitud (D)	6,91	6,32	5,99	6,66	7,43	7,90	7,84	7,44	7,02	6,16	5,55	4,54
Human Opportunity Index (HOI)	80,49	81,40	82,10	81,23	79,27	78,26	78,56	79,86	80,83	83,25	84,90	87,64
Descomposición Shapley (%)												
Género	1,71	2,22	1,46	2,86	3,16	3,86	3,10	1,19	0,62	0,50	0,53	0,97
Ascendencia	3,17	3,62	3,92	3,49	2,63	2,42	2,50	4,25	4,33	3,33	2,76	2,16
Nivel educativo del jefe/a de hogar	31,59	31,73	30,15	30,46	29,81	33,38	33,89	35,11	33,90	35,75	37,05	37,14
Quintil de ingresos	40,46	39,08	38,42	40,23	40,08	37,61	36,99	36,48	38,83	34,71	36,76	34,11
CCZ de residencia	23,07	23,36	26,05	22,96	24,33	22,73	23,52	22,97	22,33	25,70	22,90	25,62

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2006-2019

Tabla A8: Estimación de los índices de Disimilitud, Cobertura, HOI y descomposición Shapley incluyendo asistencia a preescolar, asistencia a educación privada y CCZ

	2011-13	2012-14	2013-15	2014-16	2015-17	2016-18	2017-19
Cobertura (C)	84,97	85,24	86,28	86,94	88,71	89,90	91,81
Índice de disimilitud (D)	7,99	7,92	7,50	7,07	6,21	5,61	4,60
Human Opportunity Index (HOI)	78,18	78,49	79,81	80,79	83,20	84,85	87,59
Descomposición Shapley (%)							
Género	3,36	2,64	1,09	0,52	0,44	0,51	1,05
Ascendencia	1,91	1,97	3,42	3,58	2,71	2,17	1,68
Nivel educativo del jefe/a de hogar	26,62	27,22	28,92	28,05	29,45	30,48	30,60
Quintil de ingresos	28,57	28,50	28,97	31,24	27,15	28,57	26,63
Asistencia preescolar	1,16	0,94	0,86	0,39	0,24	0,06	0,31
Asistencia a educación privada	20,66	20,25	18,25	18,23	19,14	19,96	18,68
CCZ de residencia	17,72	18,49	18,48	17,98	20,87	18,25	21,05

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2011-2019

Tabla A9: Estimación de los índices de Disimilitud, Cobertura, HOI y descomposición Shapley incluyendo deciles de ingresos

	2006-08	2007-09	2008-10	2009-11	2010-12	2011-13	2012-14	2013-15	2014-16	2015-17	2016-18	2017-19
Cobertura (C)	86,46	86,88	87,33	87,03	85,64	84,97	85,24	86,28	86,94	88,71	89,90	91,81
Índice de disimilitud (D)	7,04	6,44	6,16	6,79	7,55	8,02	7,95	7,55	7,18	6,32	5,68	4,66
Human Opportunity Index (HOI)	80,38	81,29	81,95	81,12	79,17	78,16	78,47	79,77	80,70	83,10	84,79	87,53
Descomposición Shapley (%)												
Género	1,79	2,26	1,38	3,07	3,16	4,25	3,07	1,09	0,68	0,49	0,60	1,02
Ascendencia	2,87	3,23	3,38	3,17	2,45	2,26	2,34	3,82	3,78	3,00	2,49	1,95
Nivel educativo del jefe/a de hogar	28,37	28,29	26,91	27,51	27,25	30,33	31,56	32,23	30,48	31,47	33,34	33,67
Decil de ingresos	39,24	38,40	39,05	38,19	39,52	36,18	36,09	35,06	36,69	32,93	34,56	31,67
Barrio de residencia	27,73	27,82	29,28	28,06	27,62	26,99	26,94	27,79	28,36	32,11	29,01	31,69

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2006-2019

Tabla A10: Estimación de los índices de Disimilitud, Cobertura, HOI y descomposición Shapley incluyendo asistencia a preescolar, asistencia a educación privada y deciles de ingresos

	2011-13	2012-14	2013-15	2014-16	2015-17	2016-18	2017-19
Cobertura (C)	84,97	85,24	86,28	86,94	88,71	89,90	91,81
Índice de disimilitud (D)	8,09	8,02	7,61	7,23	6,37	5,74	4,71
Human Opportunity Index (HOI)	78,09	78,40	79,72	80,66	83,05	84,74	87,49
Descomposición Shapley (%)							
Género	3,62	2,61	1,00	0,63	0,51	0,63	1,15
Ascendencia	1,82	1,85	3,12	3,11	2,44	1,96	1,53
Nivel educativo del jefe/a de hogar	24,43	25,48	26,66	25,38	26,09	27,66	27,98
Decil de ingresos	28,17	28,26	28,09	29,70	26,08	27,13	24,85
Asistencia preescolar	1,12	0,83	0,76	0,36	0,17	0,06	0,34
Asistencia a educación privada	19,11	19,12	17,22	16,73	17,29	18,19	16,89
Barrio de residencia	21,74	21,85	23,16	24,09	27,41	24,39	27,26

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2011-2019

Tabla A11: Estimación de los índices de Disimilitud, Cobertura, HOI y descomposición Shapley incluyendo deciles de ingreso y CCZ

	2006-08	2007-09	2008-10	2009-11	2010-12	2011-13	2012-14	2013-15	2014-16	2015-17	2016-18	2017-19
Cobertura (C)	86,46	86,88	87,33	87,03	85,64	84,97	85,24	86,28	86,94	88,71	89,90	91,81
Índice de disimilitud (D)	6,96	6,38	6,08	6,71	7,50	7,95	7,88	7,47	7,06	6,18	5,57	4,56
Human Opportunity Index (HOI)	80,45	81,34	82,02	81,19	79,22	78,22	78,53	79,84	80,80	83,22	84,89	87,62
Descomposición Shapley (%)												
Género	1,87	2,36	1,36	3,13	3,38	4,33	3,15	1,25	0,78	0,54	0,63	1,21
Ascendencia	3,08	3,44	3,61	3,38	2,59	2,36	2,41	4,01	4,07	3,27	2,72	2,11
Nivel educativo del jefe/a de hogar	30,36	30,24	28,43	29,45	28,39	32,17	33,08	34,55	33,36	35,01	36,56	36,67
Decil de ingresos	42,23	41,36	41,80	41,72	42,16	39,12	38,45	37,55	40,08	36,25	37,78	34,79
CCZ de residencia	22,47	22,60	24,79	22,32	23,49	22,03	22,91	22,65	21,71	24,92	22,31	25,22

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2006-2019

Tabla A12: Estimación de los índices de Disimilitud, Cobertura, HOI y descomposición Shapley incluyendo asistencia a preescolar, asistencia a educación privada, deciles de ingreso y CCZ

	2011-13	2012-14	2013-15	2014-16	2015-17	2016-18	2017-19
Cobertura (C)	84,97	85,24	86,28	86,94	88,71	89,90	91,81
Índice de disimilitud (D)	8,02	7,95	7,53	7,10	6,24	5,63	4,61
Human Opportunity Index (HOI)	78,15	78,47	79,79	80,76	83,17	84,84	87,58
Descomposición Shapley (%)							
Género	3,64	2,67	1,14	0,72	0,53	0,58	1,29
Ascendencia	1,88	1,90	3,24	3,36	2,65	2,13	1,66
Nivel educativo del jefe/a de hogar	25,75	26,61	28,50	27,66	28,96	30,18	30,32
Decil de ingresos	30,13	29,96	30,09	32,53	28,59	29,53	27,32
Asistencia preescolar	1,09	0,84	0,79	0,34	0,21	0,06	0,29
Asistencia a educación privada	20,22	19,96	18,01	17,84	18,73	19,60	18,30
CCZ de residencia	17,29	18,05	18,22	17,55	20,32	17,92	20,82

Fuente: Elaboración propia en base a microdatos de las ECH 2011-2019

