



Revista de Ciencias Sociales

ISSN: 0797-5538

ISSN: 1688-4981

Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias  
Sociales, UdelAR

Boado, Marcelo; Rey, Rafael; Vanoli, Sofía  
Movilidad social comparada entre Maldonado y Salto (Uruguay). De 2000 a 2012  
Revista de Ciencias Sociales, vol. 35, núm. 50, 2022, Julio-Octubre, pp. 173-202  
Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, UdelAR

DOI: <https://doi.org/10.26489/rvs.v35i50.7>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=453676273007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

UDEM redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc  
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso  
abierto

# MOVILIDAD SOCIAL COMPARADA ENTRE MALDONADO Y SALTO (URUGUAY) DE 2000 A 2012

Marcelo Boado, Rafael Rey y Sofía Vanoli

## Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar de forma comparada la movilidad social en las ciudades de Maldonado y Salto, donde se realizaron encuestas sobre el tema en 2000 y 2012. Se aplicó el potencial del análisis loglineal siguiendo las propuestas de Breen (2004) y Vallet (2004a; 2004b; 2017) y los avances previos sobre la aplicación del modelo de relaciones asociativas origen-educación-destino (OED). Se analizó el efecto de los cambios estructurales, de cohortes y de la educación sobre la movilidad social. Los resultados destacan los efectos estructurales sobre las cohortes y la educación en la movilidad social. La educación tuvo un efecto más débil de lo esperado.

**Palabras clave:** movilidad social, desigualdad de oportunidades educativas, retornos de capital educativo, Maldonado, Salto.

## Abstract

*Social mobility compared between Maldonado and Salto (Uruguay). From 2000 to 2012*

The objective of this work is to analyze social mobility in comparative perspective between the cities of Maldonado and Salto, where we carried out social mobility surveys in 2000 and 2012. We apply the potential of loglinear analysis following the proposals of Breen (2004) and Vallet (2004a, 2004b, 2017), and our previous advances on the application of the OED associative relations model. Analysis models data based on changes of structural, cohorts and education variables on social mobility. The results highlight the structural effects upon cohorts and education for social mobility. Education effect was weaker than expected.

**Keywords:** social mobility, inequality of educational opportunities, capital educational returns, Maldonado, Salto.

## Resumo

*Mobilidade social comparada entre Maldonado e Salto (Uruguai). De 2000 a 2012*

O objetivo deste trabalho é analisar de forma comparativa a mobilidade social nas cidades de Maldonado e Salto, onde foram realizadas pesquisas sobre o assunto em 2000 e 2012. O potencial da análise loglinear foi aplicado a partir das propostas de Breen (2004) e Vallet (2004a; 2004b; 2017) e os avanços anteriores na aplicação do modelo de relações associativas origem-educação-destino (OED). O efeito das mudanças estruturais, de coorte e de educação na mobilidade social foi analisado. Os resultados destacam os efeitos estruturais nas coortes e na educação na mobilidade social. A educação teve um efeito mais fraco do que o esperado.

**Palavras-chave:** mobilidade social, desigualdade de oportunidades educacionais, retorno do capital educacional, Maldonado, Salto.

**Marcelo Boado:** Doctor en Sociología. Profesor titular del Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales (FCS) de la Universidad de la República (UDELAR).

ORCID iD: 0000-0001-6156-8335

Email: marcelo.boado@cienciassociales.edu.uy

**Rafael Rey:** Doctor en Sociología. Profesor adjunto del Departamento de Sociología (FCS-UDELAR).

ORCID iD: 0000-0003-3325-5635

Email: rafael.rey@cienciassociales.edu.uy

**Sofía Vanoli:** Magíster en Sociología. Ayudante de investigación en el Departamento de Sociología (FCS-UDELAR).

ORCID iD: 0000-0001-8853-5883

Email: sofia.vanoli@cienciassociales.edu.uy

Recibido: 10 de agosto de 2021.

Aprobado: 4 de noviembre de 2021.

## Introducción

El objetivo de este trabajo es analizar de modo comparativo la movilidad social en las ciudades de Maldonado y Salto, con todo el potencial del análisis loglineal y siguiendo los avances de Breen (2004) y Vallet (2004a; 2004b; 2017). En las mencionadas ciudades se realizaron encuestas de movilidad social en 2000 y 2012, y aquí se comparan, además, resultados de estudios previos, donde las ciudades mostraban más parecido entre sí. Se explora el efecto de los cambios temporales estructurales y de cohortes, y se examina el efecto más débil de lo esperado de la educación sobre la movilidad social.

## Antecedentes e hipótesis

La Tabla 1 acerca las posiciones que cada departamento ha mantenido en los *rankings* de desarrollo humano, participación en el producto bruto interno (PBI) y PBI per cápita en un lapso de 23 años. En ese período se insertan las observaciones de 2000 y 2012, pero también la crisis económica profunda de 2002-2003 y luego un proceso de crecimiento y redistribución muy acelerado. Como se verá, no todos los resultados se dieron al unísono en ambos contextos. Asumiendo que el departamento de Montevideo es el primero en cualquier *ranking*, con un peso superior a un 48%, se destaca como rasgo duradero que el departamento de Maldonado tiene mejores posiciones respecto de las condiciones de vida e ingresos que el de Salto. Estos antecedentes convergen con algunas caracterizaciones de trabajos previos de los autores (Boado, 2009). Maldonado, un departamento muy urbanizado y con saldo neto migratorio positivo en todo el período, se ubica entre los departamentos con mejores indicadores sociales del país. Mientras que Salto está de la mediana hacia abajo en índice de desarrollo humano (IDH) y en PBI per cápita de período.

**Tabla 1. Posiciones de los departamentos de Maldonado y Salto en los *rankings* de IDH, participación en el PBI y PBI per cápita según ingreso del hogar per cápita, 1991-2014**

	1991	1996	2000	2006	2011	2014
IDH						
Maldonado	3	2	3	4	4	2
Salto	11	14	16	15	10	11
% PBI						
Maldonado	4	3	3	3	3	3
Salto	5	5	5	7	7	6

	1991	1996	2000	2006	2011	2014
PBI per cápita						
Maldonado	2	2	2	4	4	4
Salto	15	15	16	14	14	16

Fuentes: Elaboración propia con base en Observatorio Territorio Uruguay, OPP (2018).

Los antecedentes señalan para el año 2000 la fluidez constante para las ciudades de Maldonado y Salto, el predominio de la desigualdad de oportunidades educativas y el escaso avance de la meritocracia (Boado, 2009). La desigualdad de origen persistió en los logros ocupacionales a través de las generaciones entre 1996 y 2010 para hombres y mujeres de Montevideo (Boado, 2016). En un estudio comparado, pero solo descriptivo (Boado y Fachelli, 2020), se señaló que para Montevideo se acentuaron: la desigualdad de oportunidades educativas, el peso de la clase social de origen más que la educación de los padres, el enlentecimiento de la meritocracia y el escaso aprovechamiento de la oferta educativa, pese a la mejora de las condiciones generales de expansión educativa (Errandonea, 2014). También en descripciones previas sobre Maldonado y Salto (Rey, 2019), se indicó que el efecto clase social de origen fue menor que el efecto educación del hogar de origen para Maldonado, pero no para Salto; y que, pese al crecimiento del acceso educativo hasta el nivel terciario en ambas ciudades, este fue aprovechados en mayor medida por las clases favorecidas. Con todos estos elementos, se concluía en la vigencia del planteo de Shavit y Blossfeld (1993) sobre las desigualdades persistentes, porque el proceso selectivo del sistema educativo no se debilitó, sino que se reforzó, incluso en un contexto de aumento de la inversión y de la oferta educativa en ambas ciudades.

Reutilizando esos datos, pero con modelos loglineales, se desarrollará un análisis controlado e integrado de los diversos aspectos que componen la movilidad social en la actualidad. Breen (2004) y Vallet (2004a; 2004b y 2017) comparten el enfoque del triángulo origen-educación-destino (OED) (Gráfico 1), que es un recurso conceptual y figurativo que permite ordenar las relaciones entre clase de origen (O) del entrevistado, educación lograda (E) y clase actual del entrevistado (D). Este triángulo es un medio para descomponer y examinar los efectos básicos que sostienen el análisis de la movilidad social. Cada lado del triángulo expresa una relación apareada entre los componentes con sentido teórico sustantivo. Son tres las hipótesis que sostienen el triángulo OED: la asociación de clase de origen y clase de destino (OD), la desigualdad de oportunidades educativas según clase de origen (OE) y los retornos de capital educativo de las clases (también llamada meritocracia) (ED). Una cuarta refiere al efecto mediador de la educación, que se conoce como efecto composicional (OD-E). Las dimensiones temporales básicas

para lo comparativo son la cohorte de nacimiento de los entrevistados (C) y el año de la encuesta (A). Estas variables indican diferentes temporalidades, pero están codificadas en una secuencia lineal única y sucesiva. Todas las cohortes que se definieron están en ambas muestras, para reflejar el desempeño de una generación en el tiempo. Por su parte, los años de relevamiento de las encuestas capturan los efectos históricos o de período que también afectan a las generaciones.

En los estudios de movilidad clásicos entre los años cincuenta y ochenta, fueron pocas las encuestas en cada país y las cohortes de nacimiento representaban la temporalidad en los análisis. Pero, dadas sus limitaciones demográficas evidentes —eran pseudocohortes de sobrevivientes relevadas en un solo momento del tiempo—, la chance de la reunión (*pooling*) de muestras sucesivas, de intervalos decenales y mismo marco muestral mejoró en gran forma la información sobre el desempeño de las cohortes e incorporó la dimensión período de manera independiente con la secuencia de muestras (Vallet, 2004b y 2017). Por eso, la presente es una gran oportunidad de proceder con las precisiones del análisis contemporáneo.

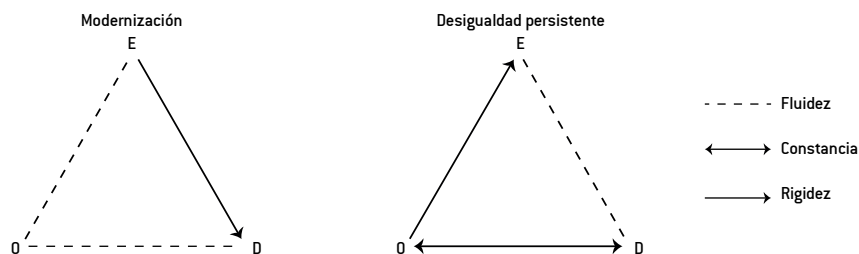
Las primeras hipótesis sobre el triángulo OED (Gráfico 1) sostenían modelos loglineales de dos y tres variables; en la actualidad sostienen modelos de cuatro, cinco y hasta seis variables, incorporando las mencionadas cohortes, los años de relevamiento, los años de experiencia laboral y el sexo.

El lado OD del triángulo OED expresa la relación asociativa entre clase de origen y clase actual del entrevistado. La teoría de Erikson y Goldthorpe (1992) ha sostenido que O y D tienen en la sociedad contemporánea una relación asociativa estable, constante a través de todas las generaciones presentes en las muestras. Y también que entre los países industrializados ese modelo asociativo tiende a ser muy similar, compartiendo efectos que hacen a la herencia de clase, la segmentación ocupacional y sectorial, y a las rutas de movilidad social. La “comunalidad”, tal como la definen Erikson y Goldthorpe (1992), destaca que, pese a los elementos comunes, las sociedades industriales no señalan una tendencia clara en el largo plazo hacia la mayor o menor movilidad social. La tradición liberal auguró que la asociación entre orígenes de clase y clase social actual se debilitaría en el mediano y largo plazo (Kuznets, 1955) y que esa atenuación de la desigualdad adscriptiva conduciría a una meritocracia de logro ocupacional afín con el logro educativo (Parsons, 1951; Kerr *et al.*, 1960).

Para la relación que indica el lado OE, la tradición de las desigualdades persistentes concluyó con una asociación constante a través de las cohortes (Shavit y Blossfeld, 1993) para un importante número de países desarrollados, que aplicaron importantes políticas educativas desde la posguerra de la Segunda Guerra Mundial. Reconocidos estudios parciales, previos a los de Shavit y Blossfeld, ya habían ido anticipando sus resultados y la inercia de la desigualdad de clase (Bourdieu y Passeron, 1964; Boudon, 1974) en el

acceso a las oportunidades educativas. La tradición liberal, por su parte, también sostuvo un debilitamiento aun mayor del efecto origen de clase sobre el logro educativo. Resumidamente, su posición fue que las desigualdades de oportunidades educativas disminuirían rotundamente (Parsons, 1951; Kerr *et al.*, 1960).

**Gráfico 1. Representación de los modelos teóricos según los modelos de asociación constante y de variaciones uniformes**



Fuente: Elaboración propia, adaptado de Gil-Hernández *et al.* (2017).

El lado ED representa la asociación entre el logro educativo y la clase actual. La tradición liberal, en consonancia con la disminución de las desigualdades educativas, sostuvo que esta asociación se fortalecería, porque sería expresión genuina de la meritocracia y de la justa remuneración de las competencias adquiridas (Blau y Duncan, 1967; Treiman, 1970). Y hallaron resultados indicativos, pero de tipo *cross-section*, especialmente en Estados Unidos. La tradición de las desigualdades persistentes y la visión de Goldthorpe no esperaban esa tendencia, sino, en todo caso, una estabilidad o estancamiento, ya que el acceso a la educación estaba condicionado por la desigualdad de clase. Como puede verse, al menos hay dos hipótesis competitivas por cada lado del triángulo conceptual OED.

Una cuarta hipótesis, originada en los trabajos de Hout (1988) y Vallet (2004b), auguró que la relación OD se debilitaría en el tiempo por el efecto de la expansión educativa en los países industrializados, aun cuando la desigualdad de oportunidades no se debilitara tanto. Llamaron a esta hipótesis efecto composicional o de engrosamiento del tamaño de la cumbre educativa. Como consecuencia de la acumulación de avances en los logros educativos en las sucesivas generaciones de población, debería esperarse que la asociación OD se debilitara a medida que se examinan los sucesivos niveles de logro educativo.

El objetivo en este trabajo es examinar las hipótesis antes mencionadas, en dos circunstancias: a lo largo del tiempo, considerando los años de observación (2000 y 2012) en cada ciudad (Maldonado y Salto) y las cohortes de

nacimiento; y luego, en cada año de observación, contrastando a las ciudades entre sí. Este procedimiento se hizo por medio de modelos loglineales para encauzar la comparación de manera más estricta.

## Metodología

En esta sección se exponen la fuente de información, la definición de las variables utilizadas, la operacionalización y enunciación de las hipótesis antes mencionadas, y la secuencia de modelos donde ellas son analizadas. La disponibilidad de datos ha cambiado mucho el tratamiento de las mencionadas hipótesis, algunas de ellas fueron formuladas con datos parciales y únicos. Hoy día los análisis necesarios son posibles porque los datos se reúnen, se homogeneizan, si es necesario se estandarizan y se analizan todos juntos en cada país, y a veces entre los países.

## Fuentes

El presente estudio usó dos secuencias de la Encuesta de Movilidad Ocupacional y Trayectorias Educativas (EMOTE 2000 y 2012), representativas de la población económicamente activa de las ciudades de Maldonado y Salto. La muestra de Maldonado tuvo 512 casos en 2000 y 552 en 2012. La muestra de Salto tuvo 515 casos en 2000 y 551 en 2011.

La estrategia metodológica adoptada fue una encuesta cara a cara a la población económicamente activa residente en hogares particulares de las ciudades de Salto y Maldonado. Las muestras fueron siempre estratificadas y bietápicas, con afijación proporcional al tamaño de las secciones y los segmentos censales de población urbana de ambas ciudades. Se fijó un  $p$  de 0,5, un nivel de confianza del 95% y un error esperado de  $\pm 4\%$ . La primera etapa implicó una muestra de seis hogares por punto muestral con intervalos sistemáticos de recorrido en las manzanas sorteadas. Se seleccionaron hogares con al menos un activo, con historia laboral y mayor de 18 años, de cualquier sexo. En consecuencia, quedaron fuera del marco muestral: quienes buscaran trabajo por primera vez y todos aquellos que no estuvieran ocupados ni dispuestos a trabajar.

La segunda etapa fue la selección al azar de un mayor de 18 años económicamente activo, de cualquier sexo, en cada hogar, para ser entrevistado. Se aplicaron en cada oleada los mismos tipos de formularios. Y las preguntas que interesan a este trabajo fueron las mismas y formuladas de la misma forma en cada relevamiento.

## Definiciones de variables

La referencia a cada ciudad es la variable *ciudades* (L): 1=Maldonado, 2=Salto; la referencia temporal tiene dos variables, el tiempo absoluto o años



de cada relevamiento (A): 1=2000, 2=2012, y el tiempo relativo o cohortes de nacimiento (C): 1=hasta 1956, 2=de 1957 a 1970, 3=desde 1971. El logro educativo del entrevistado fue (E): 1=de 0 a 8 años de educación, 2=de 9 a 12 años de educación, 3= 13 y más años de educación.

La clase social actual y de origen se definió a partir del esquema de clases EGP de Erikson, Goldthorpe y Portocarero (1979), utilizando el algoritmo de Ganzeboom y Treiman (1996), modificado por Solís y Boado (2016). Este procedimiento define 11 categorías o clases sociales. Pero para los fines estadísticos de este trabajo, teniendo en cuenta que las muestras no fueron muy grandes, incluyeron solamente población urbanizada, y como se realizarían varios cruzamientos, se colapsaron las categorías de clase social, a fin de tener el menor número posible de celdas vacías por tabla, como se verá más adelante. Recurriendo a un análisis de la varianza, se optó por colapsar las categorías que tenían medias y medianas convergentes o superpuestas. Así, la clase social de origen (O) y la clase social actual (D) tienen las mismas categorías y quedaron definidas como: 1=I+II+IVa+IVc, 2=IIIab, 3=IVB+V+VI, y 4=VIIab.

### Modelos hipotéticos

Siguiendo la propuesta de Vallet (2017) y trabajando con el programa LEM<sup>1</sup> (Vermunt, 1997), los modelos elaborados apuntaron a medir dos objetivos: *la estabilidad temporal* de la asociación OD contra las tendencias decrecientes o crecientes del tiempo absoluto (A) y el tiempo relativo (C); y *la comunalidad* entre ciudades en cada año de relevamiento, para lo cual se aplicó la ciudad o localización (L).

Los siguientes modelos descomponen el triángulo OED y conducen a un análisis loglineal basado en conjuntos de datos de cuatro variables, que se distinguen entre sí por siglas compuestas por las variables que intervienen, en un orden fijo de importancia conceptual.

**ACOD:** Años x cohorte x OD (en cada ciudad), examina la estabilidad o cambio de la fluidez social, es nombrada en la literatura como CnSF.

**LCOD:** Ciudades x cohortes x OD (en cada año), explora la comunalidad o semejanza de la fluidez social entre ciudades, es nombrada en la literatura como CMSF.

**ACOE:** Años x cohorte x OE (en cada ciudad), analiza la desigualdad de oportunidades educativas en el tiempo en cada ciudad, se le nombra en la literatura también por la sigla DOE (o IEO, en inglés).

**LCOE:** Ciudades x cohortes x OE (en cada año), es otra opción de análisis, que permite medir la semejanza en la desigualdad de oportunidades educativas entre ciudades.

1 Pero también puede hacerse con SPSS, con STATA o con varios módulos de “r”.

**ACED:** Años x cohorte x ED (en cada ciudad), explora la relación entre la educación lograda y la ocupación, hay autores que la indican como meritocracia y otros como “retornos educativos de clase” de los entrevistados. En este caso, se mide en cada ciudad.

**LCED:** Ciudades x cohortes x ED (en cada año), es la variante de la semejanza entre ciudades respecto de la meritocracia.

**AOED:** Años x educación lograda x OD (en cada ciudad), este modelo permite explorar el efecto composicional, en un período de 12 años, en cada ciudad. Debería señalar que el efecto de la educación lograda reduce en el tiempo la asociación OD.

**LOED:** Ciudades x educación lograda x OD (en cada año), este modelo permite explorar el efecto composicional.

Se aplicaron modelos loglineales llamados jerárquicos y logmultiplicativos. A efectos didácticos, se aplicó siempre una secuencia de jerarquización inductiva de la complejidad, si bien el único modelo jerárquico fue el basal y los restantes fueron modelos logmultiplicativos o de variaciones uniformes, como los definieron Erikson y Goldthorpe (1992), o de efecto capas, como los llamó Xie (1992).<sup>2</sup> El coeficiente psi ( $\psi$ ) expresa el patrón asociativo de OD y el coeficiente phi ( $\phi$ ), las diferencias a través de las categorías de la tercera, o cuarta, variable, como una proporción, ya que por convención se escala en uno de los extremos. Este producto captura el efecto de diferencia o tendencia entre las categorías de interés de las terceras y cuartas variables, que moderan el patrón de asociación. Generalmente, se usa con variables temporales (años y cohortes) o con variables que tengan un ordenamiento sustantivo (nivel educativo logrado).

A continuación, se utiliza el ejemplo del modelo ACOD para enunciar por única vez toda la secuencia de ecuaciones, que se aplicaron de modo similar a los ocho<sup>3</sup> modelos antes mencionados con siglas. De este modo, es posible advertir con más claridad las hipótesis antes mencionadas y apreciar los resultados e interpretaciones posibles.<sup>4</sup>

En primer lugar, el modelo loglineal “basal y atemporal” para cuatro variables es:

$$(1) Fe_{ijkl} = \lambda^G + \lambda_i^A + \lambda_j^C + \lambda_k^O + \lambda_l^D + \lambda_{ij}^{AC} + \lambda_{ik}^{AO} + \lambda_{il}^{AD} + \lambda_{jk}^{CO} + \lambda_{jl}^{CD} + \lambda_{ik}^{ACO} + \lambda_{il}^{ACD} + \lambda_{kl}^{OD}$$

2 Estos modelos interactúan con un efecto escalar ( $\phi$ ) de terceras y cuartas variables con el patrón asociativo fijo y único ( $\psi$ ) de la asociación entre orígenes y destinos. Lo importante de la secuencia planteada es que está orientada a medir la convergencia o divergencia a partir del patrón asociativo OD, cosa que los modelos jerárquicos de interacción homogénea no permiten, porque por definición procuran siempre la estabilidad asociativa entre las subtablas. Pero un modelo logmultiplicativo permite identificar tendencias y oscilaciones.

3 Son ocho conjuntos de datos que combinan cuatro variables, para cada ciudad y para cada año, con cuatro ecuaciones de estimación cada uno, o sea, fueron sesenta y cuatro procesamientos.

4 No se usó el modelo de independencia condicional como punto de partida, porque las hipótesis consideran poner a prueba la variación temporal.

Su enunciación usando las mayúsculas antes referidas en la especificación usual en loglineal (y en especial en LEM) es: [ACO ACD OD]. La lógica de este modelo supone en unos ejemplos la invariancia temporal de la asociación OD y en otros la invariancia entre ciudades.

Sus hipótesis rivales son los siguientes tres modelos:

El modelo de variaciones uniformes decrecientes mide un efecto a la baja de la asociación entre la clase de origen y la clase actual, a medida que se suceden las generaciones. Desde la generación más vieja a la más reciente, sus coeficientes esperados se situarían entre 1 y 0.

$$(2) Fe_{ijkl} = \lambda^G + \lambda_i^A + \lambda_j^C + \lambda_k^O + \lambda_l^D + \lambda_{ij}^{AC} + \lambda_{ik}^{AO} + \lambda_{il}^{AD} + \lambda_{jk}^{CO} + \lambda_{jl}^{CD} + \lambda_{jk}^{ACO} + \lambda_{ijl}^{ACD} + \phi_j^C \psi_{kl}^{OD}$$

Y se enuncia [ACO ACD  $\phi_C \Psi_{OD}$ ].

El modelo de variaciones uniformes decrecientes entre los años sostiene el relajamiento de la asociación del primer año de encuesta al último. En este modelo se esperarían coeficientes entre 1 y 0. Por medio de este modelo se busca capturar el efecto de cambio estructural, como sugiere Vallet (2004b; 2017).

$$(3) Fe_{ijkl} = \lambda^G + \lambda_i^A + \lambda_j^C + \lambda_k^O + \lambda_l^D + \lambda_{ij}^{AC} + \lambda_{ik}^{AO} + \lambda_{il}^{AD} + \lambda_{jk}^{CO} + \lambda_{jl}^{CD} + \lambda_{jk}^{ACO} + \lambda_{ijl}^{ACD} + \phi_i^A \psi_{kl}^{OD}$$

Y se enuncia [ACO ACD  $\phi_A \Psi_{OD}$ ].

Finalmente, se encuentra el modelo de variaciones uniformes decrecientes con interacción entre las generaciones y los años. En este modelo hay un efecto decreciente de la clase de origen sobre la clase actual a medida que se suceden las generaciones condicionadas por el período. Los coeficientes esperados  $\phi_{AC}$  decrecerían de 1 y 0.

$$(4) Fe_{ijkl} = \lambda^G + \lambda_i^A + \lambda_j^C + \lambda_k^O + \lambda_l^D + \lambda_{ij}^{AC} + \lambda_{ik}^{AO} + \lambda_{il}^{AD} + \lambda_{jk}^{CO} + \lambda_{jl}^{CD} + \lambda_{ijk}^{ACO} + \lambda_{ijl}^{ACD} + \phi_{ij}^{AC} \psi_{kl}^{OD}$$

Y se enuncia [ACO ACD  $\phi_{AC} \Psi_{OD}$ ].

En al análisis se presentarán ocho tablas, todas con la misma secuencia de modelos arriba enunciados. El primer panel siempre corresponderá a Maldonado y el segundo a Salto. En cada panel se presenta primero el modelo basal —a ser mejorado— y luego los tres modelos alternativos. Cuando el modelo ajusta y su diferencia es significativa con el basal, todo el renglón de estadísticos y parámetros tiene tonalidad más oscura y está en *itálica*. Finaliza cada panel con las diferencias de L2 y los grados de libertad entre el modelo basal y los alternativos (esto se muestra gráficamente con reglón agrisado e *itálicas*). Cuando no hay ajuste a los datos ni diferencias significativas, los parámetros se omiten por redundantes.

## Análisis

### Fluidez social

La Tabla 2 refiere al modelo ACOD, que examina, en cada ciudad, si la asociación de orígenes y destinos (OD) se mantiene estable de manera atemporal (modelo 1 o basal), tanto a través de las generaciones (C) como de los años de relevamiento 2000 y 2012 (A).

Para Maldonado, el modelo 2, que postula el cambio solo entre las cohortes, resulta plausible, pero no tiene diferencias sustantivas con el modelo basal de la movilidad que propone la atemporalidad de la asociación entre orígenes y destinos. El modelo 3 ajusta bien a los datos y sí señala un cambio sustantivo entre los años de relevamiento respecto del modelo atemporal. El modelo 4 resalta que a través de los años de relevamiento puede percibirse un efecto estructural que interactúa e impulsa la variación generacional. La movilidad social aumentó de un año a otro y mejoró el desempeño de las generaciones. Los parámetros  $\phi$  en 2000 no mejoraban para las generaciones más jóvenes, pero en 2012 se verifica una mejora escalonada para todas.

La situación en Salto fue diferente. El modelo 1 de movilidad social atemporal de la asociación de OD se mantiene de 2000 a 2012. La diferencia por cohortes no llega a ser válida y entre los años de observación no hay diferencias sustanciales, ni tampoco interacciones. Entonces, la primera conclusión es la diferente evolución de la movilidad social en el período para cada ciudad.

**Tabla 2. La movilidad social en Maldonado y en Salto, por cohorte y según período 2000-2012**

Maldonado 2000-2012						
	$L^2$		$gl^a$	$p^b$	ID	BIC <sup>c</sup>
1. ACO, ACD, OD	52,08		43	0,161	8,1	-244
2. ACO, ACD, $\psi OD_\phi C$	50,56		41	0,145	8,2	-231
3. ACO, ACD, $\psi OD_\phi A$	44,89		42	0,352	7,7	-244
Parámetros $\phi$	1,00		0,51			
4. ACO, ACD, $\psi OD_\phi AC$	37,88		38	0,475	6,7	-228
Parámetros $\phi$	1,00	1,22	1,16	0,13	0,64	0,73
Diferencias entre modelos						
1-2 efecto cohorte	1,52		2	0,468		
1-3 efecto período	7,19		1	0,007		
1-4 efecto período por cohortes	14,20		5	0,014		

<b>Salto 2000-2011</b>					
Modelos	L <sup>2</sup>	gl <sup>a</sup>	p <sup>b</sup>	ID	BIC <sup>c</sup>
1. ACO, ACD, OD	56,20	43	0,086	7,8	-242
2. ACO, ACD, $\psi$ OD_φC	51,05	41	0,135	7,2	-230
3. CAO, CAD, $\psi$ OD_φA	54,75	42	0,089	7,6	-239
4. CAO, CAD, $\psi$ OD_φAC	49,74	38	0,096	7,1	-214
Diferencias entre modelos					
1-2 efecto cohorte	5,15	2	0,076		
1-3 efecto período	1,45	1	0,228		
1-4 efecto período por cohortes	6,46	5	0,264		

<sup>a</sup> 2 celdas vacías reducen en 2 los grados de libertad [gl] originales 45, 43, 44, 40. <sup>b</sup> Valores p corregidos por nuevos gl. <sup>c</sup> BIC estimado con valores corregidos de gl.

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 3 examina la comunalidad de la movilidad social entre las ciudades en cada año de relevamiento, es el modelo LCOD. Dos cosas deben tenerse en cuenta: la complejidad de la comparación y que la base de comparación en los coeficientes Unidiff es la cohorte más vieja en Maldonado. En el panel que corresponde al año 2000 el modelo 1 postula la no diferencia entre las ciudades en la asociación OD. Y, efectivamente, pese a ajustar los modelos alternativos de efectos cohorte y ciudad, no aportan diferencias significativas. Entonces, en 2000 no había diferencias sustantivas entre las ciudades en la desigualdad de clase que subyace a la movilidad social. Esta conclusión válida para el año 2000 está en línea con Boado (2009), cuando indicó que el modelo de fluidez constante (CnSF) era plausible para las ciudades del interior más que para Montevideo.

Para el año 2012, según se viene avanzando, se debería esperar algo diferente. El efecto de las cohortes sobre la asociación OD crece, indicando con ello que la desigualdad social entre las ciudades crece en función de las cohortes, lo que se confirma en la asociación considerablemente menor de OD en Maldonado que en Salto. Y, finalmente, considerando la interacción de las dos variables a la manera que recomienda Vallet (2017), el efecto de las ciudades impacta diferente en las cohortes de cada población respectiva. En consecuencia, la experiencia para las cohortes de Salto empeora respecto de Maldonado.

Segunda conclusión, al contrastar de manera apareada, creció la asociación entre O y D en el tiempo, pero lo hizo de manera menos pronunciada en Maldonado que en Salto. Tercera conclusión, lo que estas ciudades tuvieron en común ha quedado atrás. La movilidad social avanzó más en Maldonado

que en Salto, que consolidó más su reproducción de la desigualdad social en el tiempo absoluto y en las experiencias a través de las cohortes.

**Tabla 3. La movilidad social en 2000 y en 2012 en Maldonado y Salto, por cohorte**

Maldonado y Salto 2000					
	L <sup>2</sup>	gl <sup>a</sup>	p <sup>b</sup>	ID	BIC <sup>c</sup>
1. LCO, LCD, OD	52,89	43	0,143	8,0	-243
2. LCO, LCD, $\psi OD_{\varphi C}$	52,75	41	0,103	8,0	-230
3. LCO, LCD, $\psi OD_{\varphi L}$	51,69	42	0,145	7,9	-238
4. LCO, LCD, $\psi OD_{\varphi LC}$	50,53	38	0,084	7,7	-211
Diferencias entre modelos					
1-2 efecto cohorte	0,14	2	0,932		
1-3 efecto ciudad	1,2	1	0,273		
2-4 efecto ciudad por cohortes	2,56	5	0,760		
Maldonado y Salto 2012					
Modelos	L <sup>2</sup>	gl <sup>a</sup>	p <sup>b</sup>	ID	BIC <sup>c</sup>
1. LCO, LCD, OD	53,66	43	0,128	7,7	-247
2. LCO, LCD, $\psi OD_{\varphi C}$	47,08	41	0,238	7,1	-240
Parámetros $\varphi$	1,00	2,92	2,48		
3. LCO, LCD, $\psi OD_{\varphi L}$	47,11	42	0,272	7,2	-247
Parámetros $\varphi$	1,00	1,79			
4. LCO, LCD, $\psi OD_{\varphi LC}$	40,18	38	0,373	6,0	-227
Parámetros $\varphi$	1,00	2,95	2,41	2,69	4,49
Diferencias entre modelos					
1-2 efecto cohortes	6,58	2	0,037		
1-3 efecto ciudad	6,55	1	0,010		
1-4 efecto ciudad por cohortes	13,48	5	0,019		

<sup>a</sup> Celdas vacías reducen en 2 los gl originales 45, 43, 44, 40. <sup>b</sup> Valores p corregidos por nuevos gl. <sup>c</sup> BIC estimado con valores corregidos de gl.

Fuente: Elaboración propia.

Como se ha indicado, quedó cubierto el primer lado del triángulo OED. A continuación, se darán tres pasos más para saber cómo afectaron y evolu-

cionaron: la desigualdad de oportunidades (el condicionamiento de los logros educativos por los orígenes de clase), los retornos de capital educativo (la correspondencia meritocrática entre logro educativo y clase actual) y el efecto compuesto de los logros educativos sobre la movilidad.

### La desigualdad de oportunidades educativas

En la Tabla 4 se mide la desigualdad de oportunidades educativas (OE) a lo largo del tiempo y a través de las cohortes con el modelo (ACOE). Todos los modelos de hipótesis ajustan a los datos y no se advierten diferencias significativas entre los modelos alternativos y el basal, lo que conduce a concluir que de 2000 a 2012 no se percibieron mejoras en los accesos a los diferentes niveles educativos en cada ciudad en función de la desigualdad de clase de origen. Esto sorprende, porque Salto tiene una sede universitaria desde hace mucho tiempo y en Maldonado se abrió otra en 2007.

**Tabla 4. La desigualdad de oportunidades en Maldonado y en Salto según período 2000-2012 y por cohorte**

Maldonado 2000-2012					
Modelos	L <sup>2</sup>	gl <sup>a</sup>	p <sup>b</sup>	ID	BIC <sup>c</sup>
1. CAO, CAE, OE	23,99	29	0,729	4,8	-177
2. CAO, CAE, $\psi$ OE_φC	22,59	27	0,706	4,7	-164
3. CAO, CAE, $\psi$ OE_φA	23,46	28	0,709	4,8	-170
4. CAO, CAE, $\psi$ OE_φAC	19,63	24	0,717	4,4	-146
Diferencias entre modelos					
1-2 efecto cohorte	1,40	2	0,496		
1-3 efecto período	0,53	1	0,466		
1-4 efecto período por cohortes	4,36	5	0,499		
Salto 2000-2012					
Modelos	L <sup>2</sup>	gl <sup>a</sup>	p <sup>b</sup>	ID	BIC <sup>c</sup>
1. CAO, CAE, OE	36,18	28	0,139	4,9	-177
2. CAO, CAE, $\psi$ OE_φC	35,73	26	0,096	6,0	-164
3. CAO, CAE, $\psi$ OE_φA	33,02	27	0,196	5,4	-170
4. CAO, CAE, $\psi$ OE_φAC	28,45	23	0,199	5,3	-146

Diferencias entre modelos			
1-2 efecto cohorte	0,43	2	0,806
1-3 efecto período	3,14	1	0,678
1-4 efecto período por cohortes	7,71	5	0,173

<sup>a</sup> Celdas vacías reducen en 1 los gl originales 30, 28, 29, 25. <sup>b</sup> Valores p corregidos por nuevos gl. <sup>c</sup> BIC estimado con valores corregidos de gl.

Fuente: Elaboración propia.

No obstante, el siguiente examen realza algunos matices sobre lo que habría en común en la desigualdad de oportunidades educativas. En la Tabla 5 se observa que en 2000 la desigualdad de oportunidades educativas no permitía distinción entre las ciudades. El modelo basal reafirma para 2000 el resultado de la Tabla 4.

Pero para el año 2012 la situación cambia ligeramente. El efecto cohorte o el de ciudad, por sí mismos, no se sostienen como efectos significativos, pero cuando se les permite interactuar, el resultado cambia. Así, la desigualdad de oportunidades educativas es diferente entre las ciudades en 2012. Para las cohortes más jóvenes se incrementó la desigualdad de oportunidades educativas en Maldonado en 2012 respecto de la más vieja. Pero en Salto, si bien hubo un incremento general de la desigualdad de oportunidades educativas, solo fue más grave para las cohortes más viejas, mientras que para las más jóvenes esto no se agudizó e incluso fue algo más leve que en Maldonado. En ambas ciudades creció mucho el sector secundario de enseñanza como logro educativo, y en Salto se mantuvo la importante presencia del sector de educación primaria, en especial para la cohorte más vieja. Pero en 2012, en Salto comenzó a sentirse el hecho de tener una universidad activa en la ciudad y, con eso, la desigualdad de oportunidades de las generaciones más recientes decrece con respecto a toda la población de la ciudad y con respecto a la población de Maldonado. Boado y Rey (2018) indicaban que las oportunidades no habían sido aprovechadas de igual forma por todas las clases sociales, por ello subsistía la desigualdad de oportunidades.



**Tabla 5. La desigualdad de oportunidades educativas en Maldonado y Salto por cohorte, en 2000 y en 2012**

Maldonado y Salto 2000					
Modelos	L <sup>2</sup>	gl	p	ID	BIC
1. LCO, LCE, OE	18,52	30	0,949	4,6	-188
2. LCO, LCE, $\psi OE_{\varphi C}$	18,04	28	0,926	4,6	-174
3. LCO, LCE, $\psi OE_{\varphi L}$	17,79	29	0,948	4,6	-181
4. LCO, LCD, $\psi OE_{\varphi LC}$	16,16	25	0,909	4,3	-155
Diferencias entre modelos					
1-2 efecto cohorte	0,48	2	0,786		
1-3 efecto ciudad	0,83	1	0,354		
1-4 efecto ciudad por cohortes	2,36	5	0,797		
Maldonado y Salto 2012					
Modelos	L <sup>2</sup>	gl <sup>a</sup>	p <sup>b</sup>	ID	BIC <sup>c</sup>
1. LCO, LCE, OE	41,11	27	0,040	6,4	-147
2. LCO, LCE, $\psi OE_{\varphi C}$	40,11	25	0,024	6,2	-134
3. LCO, LCE, $\psi OE_{\varphi L}$	40,47	26	0,035	6,1	-141
4. LCO, LCD, $\psi OE_{\varphi LC}$	26,94	22	0,213	4,3	-127
Parámetros $\varphi$	1,00    2,38	2,12	4,55	1,47	2,40
Diferencias entre modelos					
1-2 efecto cohorte	1	2	0,606		
1-3 efecto ciudad	0,76	1	0,683		
1-4 efecto ciudad por cohortes	14,17	5	0,015		

<sup>a</sup> Celdas vacías reducen en 3 los gl originales 30, 28, 29, 25. <sup>b</sup> Valores p corregidos por nuevos gl. <sup>c</sup> BIC estimado con valores corregidos de gl.

Fuente: Elaboración propia.

### Los retornos de capital educativo

La hipótesis de la meritocracia incremental o de los retornos crecientes del capital educativo logrado por cada persona, tanto en el tiempo como entre las generaciones, es una de las más difíciles de verificar, en particular, porque en muestras poblacionales no tiene antecedentes fiables y no se ha verificado

su predominio neto en ningún país que la postule.<sup>5</sup> *Stricto sensu*, supone una nueva forma de desigualdad, donde la mayor educación determina las mejores posiciones sociales e ingresos. Es la hipótesis liberal más ortodoxa y una forma aceptada de fundamentar la desigualdad social y económica. Lo que se ha visto hasta el momento en numerosos estudios de Europa y América Latina (Breen, 2004; Breen *et al.*, 2009; Solís y Boado, 2016) es que más bien se observa una tendencia al debilitamiento de la asociación ED o a su estabilización. Por su parte, las hipótesis que provienen de la teoría de las desigualdades persistentes no son muy precisas y han tenido sucesivas reformulaciones. Partieron del reproductivismo y luego progresaron hacia las teorías de las señales, en especial, de la invisibilidad de las señales dado un exceso de información para la demanda de trabajo (Boudon, 1974, Shavit y Blossfeld, 1993; Goldthorpe, 2007). Lo cierto es que ni ella ni la remuneración justa de factores —la perspectiva liberal— logran tener sustento empírico. Y los resultados aquí no son una excepción.

En la Tabla 6, para Maldonado, en el período 2000-2012 no puede sostenerse la estabilidad atemporal para ED, pero tampoco pueden sostenerse los efectos de las cohortes, ni de los años de relevamiento, ya sea separados o reunidos. En consecuencia, los retornos educativos de clase no tuvieron lugar en Maldonado a lo largo de los años, ni en la experiencia de las cohortes, y la meritocracia no prosperó. En todo caso, habría que pensar lo contrario: que la incongruencia de estatus no carecería de fiabilidad.

En Salto la situación es diferente, los modelos basal y de efecto período no logran ajuste para sostener la meritocracia. El efecto de las generaciones sugiere una tendencia oscilante para el incremento de la meritocracia. Este hecho es particularmente notorio cuando interactúan generaciones y años de relevamiento. Para la generación intermedia la meritocracia se robustece a lo largo del período, mientras que para la más vieja se debilita. Para la más joven se parte de una situación débil y tiende a crecer. Los modelos 2, 3 y 4 no ajustan a los datos y no permiten una conclusión firme, porque las tendencias oscilantes de los coeficientes son sinónimo de persistencia de la desigualdad, por definición, pero hay una mejora significativa que no debe soslayarse.

---

5 Solo el estudio descriptivo de cohortes masculinas británicas de Bukodi y Goldthorpe (2019) aporta una reflexión oportuna al respecto. Los autores logran medir y distinguir el efecto ED en tres cohortes completas, separadas por doce años entre sí, y concluyen que este solo fue contundente y cierto para la generación de 1946, pero no para las más recientes, 1958 y 1970, donde se debilitó ostensiblemente.

**Tabla 6. Retornos de capital educativo en Maldonado y en Salto según el período 2000-2012, por cohorte**

Maldonado 2000-2012						
	L <sup>2</sup>	gl <sup>a</sup>	p <sup>c</sup>	ID	BIC <sup>d</sup>	
1. CAD, CAE, ED	48,29	26	0,005	6,3	-159	
2. CAD, CAE, $\psi$ ED_φC	46,78	24	0,003	6,0	-147	
3. CAD, CAE, $\psi$ ED_φAC	45,62	25	0,007	6,0	-155	
4. CAD, CAE, $\psi$ ED_φAC	41,50	21	0,005	5,5	-131	
Diferencias entre modelos						
1-2 efecto cohorte	1,51	2	0,477			
1-3 efecto período	2,67	1	0,102			
1-4 efecto período por cohortes	6,79	5	0,102			
Salto 2000-2011						
MODELOS	L <sup>2</sup>	gl <sup>b</sup>	p <sup>c</sup>	ID	BIC <sup>d</sup>	
1. CAD, CAE, ED	56,22	27	0,000	7,3	-152	
2. CAD, CAE, $\psi$ ED_φC	49,27	25	0,002	6,5	-145	
Parámetros φ	1	1,53	1,13			
3. CAD, CAE, $\psi$ ED_φA	55,42	26	0,000	7,1	-146	
4. CAD, CAE, $\psi$ ED_φAC	43,54	22	0,004	5,8	-130	
Parámetros φ	1,00	1,28	0,81	0,47	1,20	0,94
Diferencias entre modelos						
1-2 efecto cohorte	6,95	2	0,031			
1-3 efecto período	0,80	1	0,371			
1-4 efecto período por cohortes	12,68	5	0,026			

<sup>a</sup> Celdas vacías reducen en 4 los gl originales 30, 28, 29, 25. <sup>b</sup> Ídem 3 celdas vacías. <sup>c</sup> Valores p corregidos por nuevos gl. <sup>d</sup> BIC estimado con valores corregidos de gl.

Fuente: Elaboración propia.

Según la Tabla 7, en 2000 entre las dos ciudades no puede establecerse un patrón común para ED. Las cohortes y la propia distinción de lugar en ningún formato logran capturar una tendencia de la asociación ED. El modelo menos malo es el basal, que sostiene la indiferenciación de las ciudades.

En 2012 la situación vuelve a cambiar. El modelo basal, que sostiene la no diferencia entre ciudades, está lejos de los datos. Pero al considerar el efecto

de las cohortes se ve un progreso hacia la meritocracia. En la interacción de ciudad y cohorte queda aún más claro. La meritocracia avanza a través de las cohortes en ambas ciudades, pero con más fuerza en Salto que en Maldonado. Para las generaciones más viejas no hay cambio sustancial, pertenecen al efecto duradero visto en la muestra de 2000. Pero las generaciones intermedia y más joven experimentan en 2012 un tenue realce de la meritocracia en ambas ciudades. Siempre este efecto es mayor en Salto que en Maldonado.

**Tabla 7. Retornos de capital educativo en Maldonado y en Salto, por cohorte, en 2000 y 2012**

Maldonado y Salto 2000						
	L <sup>2</sup>		gl <sup>a</sup>	p <sup>c</sup>	ID	BIC <sup>d</sup>
1. LCD, LCE, ED	44,44		25	0,043	6,4	-128
2. LCD, LCE, $\psi$ ED_φC	43,04		23	0,034	6,0	-115
3. LCD, LCE, $\psi$ ED_φL	44,36		24	0,033	6,4	-121
4. LCD, LCE, $\psi$ ED_φLC	40,80		20	0,024	5,8	-97
Diferencias entre modelos						
1-2 efecto cohorte	1,40		2	0,496		
1-3 efecto ciudad	0,08		1	0,777		
1-4 efecto ciudad por cohortes	3,64		5	0,602		
Maldonado y Salto 2012						
Modelos	L <sup>2</sup>		gl <sup>b</sup>	p <sup>c</sup>	ID	BIC <sup>d</sup>
1. LCD, LCE, ED	61,13		27	0,000	7,0	-128
2. LCD, LCE, $\psi$ ED_φC	49,89		25	0,002	5,8	-125
Parámetros φ	1		2,16	1,76		
3. LCD, LCE, $\psi$ ED_φL	58,78		26	0,000	6,7	-123
4. LCD, LCE, $\psi$ ED_φLC	46,96		22	0,001	5,6	-107
Parámetros φ	1,00	1,93	1,55	0,99	2,41	1,98
Diferencias entre modelos						
1-2 efecto cohorte	12,24		2	0,002		
1-3 efecto ciudad	2,35		1	0,125		
1-4 efecto ciudad por cohortes	14,17		5	0,014		

<sup>a</sup> Celdas vacías reducen en 5 los df originales 30, 28, 29, 25. <sup>b</sup> Ídem 3 celdas vacías. <sup>c</sup> Valores p corregidos por nuevos gl. <sup>d</sup> BIC estimado con valores corregidos de gl.

Fuente: Elaboración propia.

### El efecto directo de la educación sobre OD

Como señalamos, la movilidad cambió entre 2000 y 2012. Maldonado se abrió, fue más fluida en la relación de O y D, pero no disminuyó su desigualdad de oportunidades educativas y solo a través de las cohortes en 2012 mejoró hacia la meritocracia. Salto, por su parte, no cambió su régimen de movilidad social, incrementó la desigualdad de oportunidades educativas —aunque no más que en Maldonado—, pero fortaleció su meritocracia. ¿Cómo es esto, entonces? A continuación, se analizará la relación específica del triángulo OED en el período en cada ciudad y entre las ciudades en cada año. Pero con un cambio en la secuencia de las variables, de manera de medir de modo neto y más directo el efecto de la educación. Sin bien no habrá modificaciones en la bondad de ajuste, sí podrá percibirse el efecto neto de la variable capa sobre la asociación OD, que es lo que importa. Porque se trata de saber cómo y dónde el efecto de la educación afecta la asociación de orígenes y destinos.<sup>6</sup>

Ahora se tratará el efecto composicional. Esta hipótesis sostiene que a medida que pasa el tiempo el acceso a la educación aumenta y, con ello, se debilita la asociación entre clase de origen y de destino. No se consideran las cohortes sino el año de relevamiento, que representaría, según la bibliografía internacional, al cambio estructural. En cierto sentido, su efecto es más amplio y penetrante que el de las cohortes.

**Tabla 8. Efecto de educación y período 2000-2012 sobre asociación OD, en Maldonado y en Salto**

Maldonado 2000-2012						
Modelos	L <sup>2</sup>		gl	p	ID	BIC
1. AOE, AED, OD	50,12		40	0,1311	7,2	-227
2. AOE, AED, $\psi OD_{\varphi A}$	41,72		39	0,3533	6	-229
Parámetros $\varphi$	1	0,26				
3. AOE, AED, $\psi OD_{\varphi E}$	45,21		38	0,1960	6,9	-218
4. AOE, AED, $\psi OD_{\varphi AE}$	37,06		35	0,3739	5,7	-206
Parámetros $\varphi$	1	0,55	0,72	0,31	0,03	0,65

6 Para proceder de esta forma la secuencia será AEOD (año, educación, clase de origen, clase actual) y LEOD (ciudad, educación, clase de origen, clase actual). Asimismo, debe tomarse la precaución de invertir el ordenamiento de las categorías de la variable educación. Hasta ahora se ha usado en sentido jerárquicamente descendente, pero para medir la hipótesis del efecto composicional debe aplicarse de manera ascendente, de ese modo, los coeficientes  $\phi$  deben ser menores que 1 y mayores que cero, para mostrar el relajamiento de la educación sobre la asociación OD.

Diferencias entre modelos					
1-2 efecto año	8,4	1	0,0038		
1-3 efecto educación	4,91	2	0,0859		
1-4 efecto año por educación	13,03	5	0,028		
Salto 2000-2012					
MODELOS	L <sup>2</sup>	gl	p	ID	BIC
1. AOE, AED, OD	58,78	40	0,028	0,0766	-219
2. AOE, AED, $\psi OD_{\varphi A}$	52,93	39	0,0674	0,0666	-218
Parámetros $\varphi$	1,00	0,53			
3. AOE, AED, $\psi OD_{\varphi E}$	55,2	38	0,0351	0,0711	-209
4. AOE, AED, $\psi OD_{\varphi AE}$	45,09	35	0,1181	0,0601	-198
Parámetros $\varphi$	1,00	0,909	0,103	0,374	0,256
0,676					
Diferencias entre modelos					
1-2 efecto año	5,85	1	0,015		
1-3 efecto educación	3,58	2	0,167		
1-4 efecto año por educación	13,69	5	0,0178		

Fuente: Elaboración propia.

La Tabla 8 muestra que, para Maldonado, el modelo atemporal ajusta mínimamente. Pero cuando se explicitan los efectos netos de la variación interanual y de la educación, se advierte que el efecto temporal es más fuerte que la educación sobre OD. Finalmente, cuando se los considera juntos, queda claro que el efecto de la educación depende del año que se considere. Es decir, habría un efecto de la educación que debilita OD en 2012 respecto de 2000. Pero también depende de qué nivel educativo se trate. En educación secundaria por año es cuando se nota el mayor efecto. En educación terciaria por año hay un debilitamiento algo menor, lo cual sugiere que para ir hacia la cumbre los estudios pesan. Pero la clase alta reúne clase de servicio y empresariado rural y urbano, y esto presupone una heterogeneidad importante. Podría pensarse que hay un efecto composicional de manera general, pero con algunas imperfecciones. La educación reduce el efecto del origen de un año a otro en Maldonado, en especial respecto de primaria y secundaria, pero no de manera tan sustancial respecto del nivel terciario. Por ello, en la tabla no se observa la secuencia ordenada del efecto educativo, que otros estudios internacionales muestran (Hout, 1988; Breen *et al.* 2009; Bukodi y Goldthorpe, 2019). Y esto coincide con lo vaticinado por Boado y Fachelli (2020).

Para Salto, entre 2000 y 2012 el modelo atemporal no ajusta y el mero efecto de la educación no explica la variación de OD. El mejor argumento viene también a través de la variación interanual. Se advierte que a través de la variación temporal la asociación de OD en Salto recibe un impacto más robusto de la educación. Esto sugiere que habría una cierta reducción del efecto de la alta educación con respecto a la asociación OD. Quizás ello sostenga que la meritocracia en Salto en 2012 parece resurgir. Así, es por el lado de la apropiación de la educación que resurge la meritocracia o los retornos de capital educativo de clase.

¿Qué sucede con la semejanza o comunalidad entre ciudades? Según se presenta en la Tabla 9 —recuérdese que en este modelo la base de comparación es el nivel educativo bajo de Maldonado—, en el año 2000 el modelo atemporal ajusta a los datos. La diferencia por ciudad también ajusta, por lo que la rigidez social respecto de OD sería similar, lo cual va en línea con lo señalado previamente. La educación, solo de manera general y sin distinguir ciudades, indica un efecto significativo, que debilitaría OD porque los  $\phi$  son decrecientes. El modelo interactivo de ciudades y logros educativos ajusta a los datos, pero no es preferible al anterior, que solo usa logro educativo.

En 2012, la comparación de ciudades indica cambios. En lo que hace al efecto ciudad, Salto fortalece la asociación OD dos veces y media más que Maldonado. A nivel general, el efecto de la educación sobre OD es oscilante; primero hay un efecto de debilitamiento de OD por avance de la educación secundaria, pero con respecto a los logros de la educación terciaria se fortalece la asociación OD. Es decir, sin distinguir ciudades se mejoró con el acceso a secundaria la movilidad, pero empeoró con respecto a la educación superior.

Finalmente, el modelo que pone en interacción los efectos ciudad y logro educativo modera y aclara los resultados. En primer lugar, no puede verse una situación como la anterior, que validaba la hipótesis del efecto composicional entre ambas ciudades. En Maldonado hay una tendencia composicional oscilante: que muestra que el acceso a secundaria debilita OD, respecto de tener solo primaria completa, y si bien tener terciaria también tiene un efecto que debilita OD, no lo hace en gran medida. En Salto, la situación se aclara con creces. El logro en primaria se vincula claramente a las clases más bajas y eso fortalece la asociación OD. El logro en secundaria es similar a Maldonado y debilita a OD. Pero la sorpresa llega en el logro terciario. Es más difícil que en Salto se atenúe la asociación OD cuando se alcanza el nivel superior. El efecto de la educación sobre OD se incrementó para todos los niveles educativos. Entonces, no hay efecto composicional que se abre a la sociedad. Por el contrario, hay un aumento de la rigidez en la asociación OD. Este elemento puede estar indicando que las clases altas estudian más que antes en Salto, que aprovechan más que otras clases la localización del recurso. Y este aspecto es el que da pie a comprender por qué y cómo avanza

la meritocracia. Esto no ocurre desde un reemplazo del efecto de clase de origen sobre la posición actual, sino desde un *enroque*, avanzando sobre el recurso educativo.

**Tabla 9. Efecto de educación y ciudad sobre asociación OD, en Maldonado y en Salto, en 2000 y 2012**

Maldonado y Salto 2000						
MODELOS	L <sup>2</sup>	gl <sup>a</sup>	p <sup>c</sup>	ID	BIC <sup>d</sup>	
1. LOE, LED, OD	45,97	37	0,1480	6,7	-209	
2. LOE, LED, $\psi OD_{\phi L}$	44,14	36	0,1653	6,2	-204	
3. LOE, LED, $\psi OD_{\phi E}$	39,26	35	0,2846	5,8	-202	
Parámetros $\varphi$	1,00	0,73	0,11			
4. LOE, LED, $\psi OD_{\phi LE}$	36,41	32	0,2705	5,6	-184	
Diferencias entre modelos						
1-2 efecto ciudad	1,83	1	0,1761			
1-3 efecto educación	6,71	2	0,0349			
1-4 efecto ciudad por educación	9,56	5	0,0887			
Maldonado y Salto 2012						
MODELOS	L <sup>2</sup>	gl <sup>b</sup>	p <sup>c</sup>	ID	BIC <sup>d</sup>	
1. LOE, LED, OD	53,50	42	0,11	6,9	-241	
2. LOE, LED, $\psi OD_{\phi L}$	48,83	41	0,187	6,8	-238	
Parámetros $\varphi$	1,00	2,44				
3. LOE, LED, $\psi OD_{\phi E}$	44,02	40	0,305	7	-236	
Parámetros $\varphi$	1,00	0,23	1,33			
4. LOE, LED, $\psi OD_{\phi LE}$	40,10	37	0,3342	6,1	-219	
Parámetros $\varphi$	1	0,60	0,93	1,41	0,56	1,87
Diferencias entre modelos						
1-2 efecto ciudad	4,61	1	0,0307			
1-3 efecto educación	9,48	2	0,0080			
1-4 efecto ciudad por educación	13,4	5	0,0199			

<sup>a</sup> Celdas vacías reducen en 8 los df originales en 2000: 45, 44, 43, 40. <sup>b</sup> En 2012 solo 3 celdas vacías. <sup>c</sup> Valores p corregidos por nuevos gl. <sup>d</sup> BIC estimado con valores corregidos de gl.

Fuente: Elaboración propia.



## Conclusión

Este trabajo exploró de manera comparada la movilidad social entre clase de origen (O) y clase actual (D) en dos importantes ciudades del interior de Uruguay, donde se realizaron encuestas que cubren un período de doce años. El objetivo fue medir los efectos que sobre la asociación OD (clase de origen, clase actual) ejercieron el tiempo absoluto (años [A]) y relativo (cohortes [C]), la localización (ciudades [L]), y el influjo del logro educativo propio (E). La comparación se encauzó en el marco de las hipótesis contemporáneas sobre movilidad social que surgieron de Vallet (2004b, 2017), Breen (2004 y 2010) y la propia experiencia (Boado, 2016), para reunir datos (*pooling*) y proceder al análisis secuencial de la asociación de orígenes de clase y clases actuales (OD). Para eso se formularon las hipótesis que conforman el triángulo OED. Se prefirió el ordenamiento que postularon Breen y Vallet, para perseguir la secuencia de la asociación OD. Con ese fin y apoyados en el programa LEM, se optó por examinar los efectos de período, cohorte, localización y educación, desarrollando modelos de variaciones uniformes.

Se formularon ocho conjuntos de datos: ACOD, ACOE, ACED, para cada ciudad a lo largo del tiempo; LCOD, LCOE, LCED, para cada año de relevamiento reuniendo ambas ciudades; AOED, reuniendo en cada ciudad los años, y LOED reuniendo en cada año a las ciudades. En cada conjunto de datos se persiguieron cuatro hipótesis, para cada ciudad y cada año de relevamiento.

Para medir la fluidez constante se usó ACOD en cada ciudad entre 2000 y 2012, y se tomaron en cuenta las cohortes y los años de relevamiento. Vallet (2004b; 2017) y otros autores de importancia sugieren que unos miden el efecto del quehacer de una generación en movimiento y los otros indican efectos globales, que afectan a todas las generaciones de la población, aunque es posible que no de la misma forma.

La fluidez constante es una hipótesis de invariancia temporal de la movilidad social y de su falta de dirección o tendencia. Cuando hay variación temporal indicaría una tendencia a mayor movilidad social o una mayor reproducción y menor movilidad social. La primera conclusión indicó diferente evolución de la movilidad social en el tiempo en cada ciudad. Maldonado se hizo más fluida de 2000 a 2012, Salto no. La segunda conclusión, al contrastar de manera apareada las ciudades en cada año (LCOD), fue que creció la asociación entre O y D en el tiempo, y lo hizo de manera más pronunciada en Salto que en Maldonado. Una tercera conclusión fue que lo que estas ciudades tuvieron en común en 2000 lo han dejado atrás. La movilidad social avanzó más en Maldonado que en Salto y esta consolidó más su reproducción social.

La movilidad, como un debilitamiento de la relación asociativa OD, no progresó de igual forma en y entre las ciudades, por lo que afianzados en el modelo gráfico OED se exploró de manera semejante cómo fueron las desigualdades educativas y los retornos educativos según clase social.

Respecto de la desigualdad de oportunidades, no se advirtieron sustanciales cambios a lo largo del período en Maldonado ni en Salto (ACOE). En cada ciudad la desigualdad de oportunidades se mantuvo, y entre ellas no se advierten diferencias generacionales o de período. O sea que el acceso a la educación no fue gravitante sobre OD.

Los efectos cohorte o de ciudad solo tuvieron incidencia cuando se les permitió interactuar (LCOE). El modelo logmultiplicativo sobre la desigualdad de oportunidades expresó alguna diferencia entre las ciudades. Para las cohortes más jóvenes se incrementó la desigualdad de oportunidades educativas en Maldonado en 2012, respecto de la cohorte más vieja. Y en Salto, si bien hubo un incremento general de la desigualdad de oportunidades educativas, solo fue más grave para las cohortes más viejas, mientras que para las más jóvenes esto no se agudizó, sino que fue algo más leve que en Maldonado.

En ambas ciudades creció mucho la incidencia del sector secundario de enseñanza como logro educativo, y en Salto se mantuvo la importante presencia del sector de educación primaria. Pero, en 2012, en Salto comenzó a sentirse el hecho de tener una universidad activa en la ciudad y, por eso, la desigualdad de oportunidades de las generaciones más recientes decreció con respecto a toda la población de la ciudad y con respecto a la población de Maldonado.

Los teóricamente anunciados efectos de la meritocracia o de los retornos de capital educativo no se percibieron como generales. Hay que entender que, en parte, ello supone un nuevo tipo de desigualdad. En el análisis de este aspecto no hubo modelos que ajustaran a los datos con claridad, si bien hubo variaciones significativas en los efectos utilizados y a ello nos limitaremos. Se advirtió que la meritocracia habría avanzado a través de las cohortes en ambas ciudades (ACED), pero con más fuerza en Salto que en Maldonado. Para las generaciones más viejas no se verificó un cambio sustancial en la correspondencia de educación y ocupación, pero las generaciones más recientes a partir de 2012 experimentan un tenue realce de la meritocracia.

Estos resultados indican que todas las asociaciones fueron estables entre 2000 y 2012 (LCED) y la meritocracia no prosperó, lo que es lo mismo que decir que la movilidad social no se consolidó en la magnitud que presenta por la vía educativa, sino seguramente por otra vía, quizás vinculada a la propia carrera laboral.

En Salto hubo una especificación sobre los retornos de capital educativo. Los modelos de atemporalidad y de efecto período no tuvieron impacto sobre la meritocracia. Pero la tenue evolución hacia la meritocracia resulta algo más compleja. Por un lado, puede deberse al significativo efecto de las cohortes, porque en el período se incrementó la meritocracia desde las generaciones más viejas hacia las más recientes. Y, por otro lado, se advirtió un aprovechamiento desigual del recurso educativo. Por ello, no decreció en

Salto la asociación OD, sino que, en todo caso, se robusteció. Mientras que en Maldonado no hubo efecto sustantivo de la meritocracia en ningún momento, pese a la movilidad social creciente entre el inicio y el fin del período.

Finalmente, se buscó medir el efecto composicional que indica que una mejora en el acceso a mayor educación debilitaría la asociación OD. Este análisis se hizo con el examen de los efectos de la educación por año en cada ciudad (AOED) y de la educación por ciudades en cada año (LOED).

Quedó claro que en Maldonado la movilidad social que expresa OD fue más sensible a variar por efecto del tiempo que del aporte de la educación. Solo cuando se los hizo interactuar surgió que el efecto de la educación dependía del año que se consideraba. Habría un efecto leve de la educación que debilitaría OD en 2012 respecto de 2000, pero pensamos que el resultado de la hipótesis composicional es muy atenuado.

En Salto el resultado fue otro. En contra de lo esperado por la hipótesis composicional, no hay un cambio en el efecto de la educación sobre la chance de debilitar OD a través de los años. En el primer año se vio que había un efecto importante de la educación terciaria, inadvertido en 2000, pero que hacia 2012 se debilitó y revirtió. Por ello, con relación a 2000, en 2012 la asociación de OD en Salto recibió un impacto de la educación más robusto e inequitativo, aunque no debilitó completamente la chance de fluidez. Los más acomodados fueron los que mejor aprovecharon la educación y quizás ello dé sustento, como se ha notado, al reforzamiento de la meritocracia en Salto en 2012.

En 2000, las ciudades compartieron una secuencia decreciente, que indicaba que la educación debilitó la asociación OD monótonicamente a medida que se subía de nivel. Este resultado fue particularmente notorio en Salto, donde la educación podría haber permitido reducir las fronteras de clase. Pero en 2012 la comparación de ciudades indicó cambios. En lo que refiere al efecto ciudad, Salto fue más rígida y fortaleció OD dos veces y media más que Maldonado. Si bien a nivel general el efecto de la educación sobre OD fue oscilante, primero hubo un efecto de debilitamiento de OD por avance de la educación secundaria, pero con respecto a los logros de la educación terciaria se fortaleció la asociación OD.

Finalmente, en 2012 la interacción de efecto ciudad y logro educativo moderó los resultados. En 2012 no hubo una situación como la de 2000, que validaba la hipótesis del efecto composicional entre ambas ciudades. En Maldonado hubo una tendencia composicional oscilante, que destacaba que el acceso a secundaria debilitaba OD respecto de tener solo primaria completa, pero la enseñanza terciaria no produjo un efecto que debilitara OD notoriamente. En Salto, la situación se aclaró. El logro en primaria se vinculó claramente a las clases más bajas y eso fortaleció la asociación OD. El logro en secundaria fue similar a Maldonado y debilitó a OD. Pero en el logro terciario el efecto sobre OD se incrementó frente a los niveles educativos pre-

vios. Aquí no hubo efecto composicional sinónimo de apertura de la sociedad, por el contrario, hubo un aumento de la rigidez en la asociación OD. De manera general, la educación no mostró la fuerza para mover la aguja, como se dice ahora, en este análisis comparativo y preciso entre ciudades y años.

No hay duda de que la imposibilidad de separar hombres y mujeres tendría efecto sobre estas conclusiones. Sin embargo, es lo que de momento se ha podido alcanzar. Sobre las conclusiones previas (Boado, 2009), es claro que las ciudades evolucionaron de manera diferente, y en Maldonado se registra una fluidez mayor y en Salto lo contrario. Pero no puede atribuirse a la educación necesariamente la mejora global, sino que, quizás con otra técnica de análisis, se debería continuar pensando el problema para medir con eficacia los efectos de carrera laboral frente a los de logro educativo.

### Referencias bibliográficas

- Blau, P. y O. Duncan (1978). *The American occupational structure*. Nueva York: Free Press.
- Boado, M. (2016). Movilidad intergeneracional en Montevideo 1996-2010. En: P. Solís y M. Boado. *Y sin embargo se mueve. Estratificación social y movilidad intergeneracional de clase en América Latina*. México: CEEY-COL-MEX, pp. 403-475.
- Boado, M. (2009). *Movilidad social en el Uruguay contemporáneo*. Río de Janeiro: IUPERJ.
- Boado, M. (2004). Tras los pasos de Labbens y Solari: movilidad social de hombres jefes de hogar en Montevideo 1959-1996. En: E. Mazzei (comp.). *El Uruguay desde la sociología II*. Montevideo: Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Boado, M. y R. Rey (2019). La movilidad educativa intergeneracional. *Areté*, 5(9), pp. 103-123.
- Boado, M. y R. Rey (2018). Movilidad educativa en Montevideo 1996-2010. Una aproximación descriptiva. En: F. Pucci (comp.). *El Uruguay desde la Sociología XVI*. Montevideo: Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, pp. 79-99.
- Boado, M. y S. Fachelli (2020). Un contraste sobre la movilidad social intergeneracional en Buenos Aires y Montevideo en el siglo XXI. *Estudios Sociológicos*, XXXVIII(114), pp. 723-761.

- Boado, M.; T. Fernández y R. Rey (2013). *Empleo, educación y capacitación en Salto y Maldonado*. Montevideo: UDELAR, INEFOP.
- Boudon, R. (1974). *Education, opportunity, and social inequality: Changing prospects in western society*. Nueva York: Wiley.
- Bourdieu, P. y J. C. Passeron (1964). *Les Héritiers. Les étudiants et la culture*. París: Editions du Minuit.
- Breen, R. (2004). *Social mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, R.; R. Luijkx; W. Müller y R. Pollak (2009). Non persistent inequality in educational attainment: evidence from eight European countries. *American Journal of Sociology*, 114(5), pp. 1475-1521.
- Bukodi, E. y J. Goldthorpe (2019). *Social mobility and education in Britain. Research, politics and policy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Errandonea, G. (coord.) (2014). *A 140 años de "La educación del pueblo": Aportes para la reflexión sobre la educación en Uruguay*. Montevideo: MEC.
- Erikson, R. y J. Goldthorpe (1992). *The constant flux. Study of class mobility in industrial societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Erikson, R; J. Goldthorpe y L. Portocarero (1979). Intergenerational class mobility in three western european societies: England, France and Sweden source. *British Journal of Sociology*, 30(4), pp. 415-441.
- Ganzeboom H. y D. Treiman (1996). Internationally comparable measures of occupational status for the 1988 International Standard Classification of Occupations. *Social Science Research*, (25), pp. 201-239.
- Gil-Hernández, C.; I. Marqués y S. Fachelli (2017). Intergenerational social mobility in Spain between 1956 and 2011: The role of educational expansion and economic modernization in a late industrialized country. *Research in Social Stratification and Mobility*, (51), pp. 14-27.
- Goldthorpe, J. (2007). *On sociology. Numbers, narratives and the integration of research and theory*. Oxford: Oxford University Press.
- Hout, M. (1988). More universalism, less structural mobility: The american occupational structure in the 1980s. *American Journal of Sociology*, 93(6), pp. 1358-1400.
- Kerr C.; J. Dunlop; F. Harbison y C. Myers (1960). *Industrialism and industrial man: The problems of labor and management in economic growth*. Cambridge MA: Harvard University Press.

- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, XLV(1), pp. 1-28.
- OPP (2018). *Observatorio Territorio Uruguay* [sitio web]. Montevideo: Oficina de Planeamiento y Presupuesto. Disponible en: <<https://otu.opp.gub.uy/>> [acceso: 1/09/2020]
- Parsons, T. (1951). *The social system*. Nueva York: The Free Press.
- Rey, R. (2019). La movilidad educativa en dos ciudades uruguayas. Una aproximación descriptiva. En: V. Filardo (coord.). *El Uruguay desde la sociología XVII*. Montevideo: Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, pp. 165-180.
- Shavit, Y. y H. Blossfeld (1993). *Persistent inequality. Changing educational attainment in thirteen countries*. Oxford: Westview Press.
- Solís, P. y M. Boado (2016). *Y sin embargo se mueve. Estratificación social y movilidad intergeneracional de clase en América Latina*. México: Centro de Estudios Espinosa Yglesias-El Colegio de México.
- Treiman, D. (1970). Industrialization and social stratification. *Social Inquiry*, 40(2), pp. 207-234.
- Vallet, L. (2017). Mobilité entre générations et fluidité sociale en France. Le rôle de l'éducation. *Revue OFCE*, 150(1), pp. 27-67.
- Vallet, L. (2004a). State of the art. Current issues and prospects in comparative educational research. En: *Economic change, unequal life-chances and quality of life* [mimeo]. Stockholm: University of Stockholm.
- Vallet, L. (2004b). Change in intergenerational class mobility in France from the 1970s to the 1990s and its explanation: An analysis following the CASMIN approach. En: R. Breen. *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press, pp. 115-147.
- Vermunt, J. K. (1997). *LEM: A general program for the analysis of categorical data* [mimeo]. Tilburg University.
- Xie, Y. (1992). The log-multiplicative layer effect model for comparing mobility tables. *American Journal of Sociology*, (57), pp. 380-395.

## Anexo

### Conjunto de datos de EMOTE 2000 y EMOTE 2012, ambos sexos, por ciudad, año de encuesta, clase de origen y clase actual, en porcentaje

Ciudad	Año encuesta	Clase de origen	Clase actual				Total
			I+II+IVc+IVa	IIIab	IVb+V+VI	VIIab	
Maldonado	2000	I+II+IVc+IVa	9,7	7,5	5,1	5,1	27,3
		IIIab	3,8	4,7	1,4	3,6	13,6
		IVb+V+VI	6,3	5,7	8,9	13,0	33,8
		VIIab	2,8	3,8	6,5	12,1	25,3
		Total	22,7	21,7	21,9	33,8	100,0
	2012	I+II+IVc+IVa	15,1	6,1	5,4	8,6	35,1
		IIIab	2,8	1,5	1,7	1,9	7,8
		IVb+V+VI	7,2	2,8	3,9	6,9	20,8
		VIIab	8,2	4,6	9,1	14,3	36,2
		Total	33,3	15,1	20,1	31,6	100,0
Salto	2000	I+II+IVc+IVa	20,0	6,8	3,9	4,3	35,1
		IIIab	3,5	3,9	2,9	2,9	13,2
		IVb+V+VI	7,9	2,9	6,4	5,6	22,7
		VIIab	4,3	3,9	7,9	12,8	28,9
		Total	35,7	17,6	21,1	25,6	100,0
	2012	I+II+IVc+IVa	12,2	7,0	3,4	7,3	29,9
		IIIab	3,0	0,9	1,4	3,2	8,6
		IVb+V+VI	5,4	2,7	4,1	6,8	19,0
		VIIab	6,6	3,2	8,8	24,0	42,6
		Total	27,2	13,8	17,7	41,3	100,0

Fuente: Elaboración propia.

## Contribución de autoría

Este trabajo fue realizado en un 60% por Marcelo Boado, un 25% por Rafael Rey y un 15% por Sofía Vanoli.

## Nota

Aprobado por Paola Mascheroni (editora responsable).