



Polis

ISSN: 1870-2323

ISSN: 2594-0686

UAM, Unidad Iztapalapa, División de Ciencias Sociales y Humanidades, Departamento de Sociología

Fernández Aguerre, Tabaré; González Bruzzese, Mahira

DESIGUALDAD ENTRE LAS REGIONES DE FRONTERA Y MONTEVIDEO EN LA ACREDITACIÓN DE LA EDUCACIÓN MEDIA SUPERIOR DE URUGUAY

Polis, vol. 15, núm. 2, 2019, Julio-Diciembre, pp. 167-192

UAM, Unidad Iztapalapa, División de Ciencias Sociales y Humanidades, Departamento de Sociología

DOI: <https://doi.org/10.24275/uam/itz/dcsh/polis/2019v15n2/Fernandez>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=72670047005>

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

UAEM
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

DESIGUALDAD ENTRE LAS REGIONES DE FRONTERA Y MONTEVIDEO EN LA ACREDITACIÓN DE LA EDUCACIÓN MEDIA SUPERIOR DE URUGUAY

UPPER MIDDLE SCHOOL GRADUATION INEQUALITY BETWEEN
THE REGIONS OF BORDER AND MONTEVIDEO IN URUGUAY

Tabaré Fernández Aguerre*
Mahira González Bruzzese*

RESUMEN

El artículo aborda el estudio de la desigualdad en la acreditación de la Educación Media Superior en Uruguay generada por los orígenes de clase social comparando dos regiones con marcadas diferencias en el grado de desarrollo económico y social: Montevideo, capital política, económica y cultural, y la Frontera Noreste del país con Brasil. Los orígenes sociales son medidos a través de la teoría de las clases de Erikson Goldthorpe y Portocarero. La hipótesis principal es que la estructura de clases tiene efectos diferenciales condicionados por la matriz productiva regional al punto de generar modificaciones en este nivel de la reproducción social.

Palabras clave: Desigualdades educativas, Educación Media Superior, clase social, Frontera Noreste.

ABSTRACT

The article approaches the study of inequality in the upper middle education's accreditation produced by the different social origins, comparing two regions with marked differences in the grade of social and economic development: Montevideo, the political, economic and cultural capital of the country, and the northeast border with Brazil. The social origins are measured through the Erikson Goldthorpe and Portocarero's theory of social class. The main hypothesis of this work is that the social class origins has differential effects on educational achievements according to the regions, generating a different pattern of social reproduction.

Keywords: Educational inequalities, upper middle education, social class, Northeast Border.

Recibido el 29 de noviembre de 2017
Aprobado el 24 de julio de 2018

* Profesor Agregado, Coordinador Grupo de Investigación Territorios, Desigualdades y Transiciones, Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República. <tabare.fernandez@cienciassociales.edu.uy>

* Profesora Asistente, Grupo de Investigación Territorios, Desigualdades y Transiciones, Centro Universitario de Rivera, Universidad de la República. <mahiragonzalezbruzzese@gmail.com>

INTRODUCCIÓN

En el año 2008, Uruguay aprobó la Ley General de Educación nº 18347 que estableció en 12 los años obligatorios de educación formal requiriéndose así completar los ciclos de Inicial (4 y 5 años), Primaria, Media Básica y Media Superior. La resolución parlamentaria de consenso significó aumentar 3 años o un ciclo completo, el anterior requisito legal establecido en 1973 de 9 años de educación formal. Normas similares de obligatoriedad fueron también aprobadas en países de la región como Argentina, Chile, México, Perú y Brasil. Sin embargo, la situación nacional y regional del país está lejos de los niveles de estos otros países de Latinoamérica.

En los últimos 25 años, la acreditación de la Educación Media Superior (EMS) en Uruguay ha crecido, y en este sentido compartiendo la tendencia latinoamericana, aunque en una tendencia marcadamente menor a otros países y con una tasa de cobertura también menor. En 1991, el 33.5% de los residentes urbanos del país entre 19 y 29 años (nacidos entre 1962 y 1972) había completado el Bachillerato Diversificado de Secundaria (Fernández & Ríos, 2013).¹ Para 2013, De los Campos y Ferrando informan que el 38.5% de una cohorte nacida entre 1990 y 1992 había completado la Educación Media Superior en alguno de los bachilleratos.²

La investigación educativa ha diagnosticado hace largo tiempo ya que los problemas no estarían en el acceso a la EMS, aun cuando la oferta de este ciclo en el territorio está lejos de ser universal y en las diversas modalidades previstas. Los principales problemas están en el ingreso rezagado al ciclo, el retraso en la graduación, en el abandono, y finalmente, en la desafiliación educativa (Fernández, 2009; Fernández, 2010; Cardozo, 2010; Cardozo, 2015). Esta situación representa un problema social fundamental al dejar (o

¹ Hasta 1997, la única modalidad que permitía acreditar la Educación Media Superior e ingresar a la Educación Superior era el Bachillerato de Secundaria. Desde esa fecha, también puede acreditarse el nivel a través del Bachillerato Tecnológico, actualmente denominado Educación Media Tecnológica.

² Los bachilleratos en Uruguay tienen dos modalidades. Por un lado, uno de tipo Pre-Universitario, denominado oficialmente “Diversificado” con cuatro orientaciones desde el Plan 2006: Artístico, Social, Matemático y Biológico. Por otro lado, el Tecnológico, abierto en más de 10 orientaciones.

mantener) en situación de vulnerabilidad y exclusión a los que provienen de una posición social desfavorable, debido a los efectos que esto tiene sobre las trayectorias laborales (Fernández, Menese, & Boado, 2014; Fernández & Márques, 2017).

Ahora bien, cada uno de estos problemas en la trayectoria dentro de la EMS están asociados a su vez, a clivajes sociales más profundos, estructurales. Resumiendo la investigación nacional en la materia, se puede sostener que al menos cuatro serían los factores explicativos básicos: la clase social, el sexo, el entorno sociocultural de la escuela y el sector institucional (Bucheli, Cardozo, & Fernández, 2012). Un conjunto de trabajos recientes ha explorado en forma sistemática la incorporación de un quinto factor, el territorio y más específicamente, el posible impacto de la región geográfica de residencia sobre diversos logros educativos (Fernández & Ríos, 2013; Fernández, Ríos, & Márques, 2016).

Es interés de este trabajo realizar una contribución a la línea de estudios sobre las desigualdades educativas que pueden ser atribuidas a mecanismos meso-sociales que operan (y distinguen) territorios. Específicamente interesa analizar las diferencias en la acreditación de la EMS entre la región de la frontera noreste y Montevideo. Nos focalizamos en considerar qué variación pudiera observarse tanto directamente en la acreditación del nivel, así como indirectamente, en una eventual modificación de las relaciones estructurales entre la clase social y el sexo del estudiante con la acreditación, una vez que se distingue la región de residencia al momento de iniciar el cursado de la EMS. Este objetivo específico ha recibido el nombre de “especificación” en la metodología cuantitativa y fue introducido como una técnica de análisis por Paul Lazarsfeld en un escrito clásico de 1946 presentado a la American Sociological Association en una conferencia realizada en la ciudad de Cleveland. Más allá de que actualmente otras técnicas multivariadas prestan un servicio mucho más complejo y amplio, el estudio de la especificación aún resulta de utilidad por sus posibilidades heurísticas precisamente en esta etapa exploratoria. El análisis de estas cuestiones permitiría aportar hacia una mayor comprensión del impacto educativo que puede generar el territorio y cuestionarse la necesidad de realizar políticas educativas que atiendan a las desigualdades territoriales (Errandonea, 1987).

REVISIÓN DE LA LITERATURA ESPECÍFICA

El trabajo se organiza sobre la hipótesis más general de que la acreditación de la EMS es diferencial según la región de residencia. Pretende a su vez, trascender el enunciado correlacional y avanzar proponiendo en forma tentativa cuales serían los mecanismos a través de los que el territorio modificaría la decisión de completar este nivel educativo. Esta sección se ocupa de primero de asentar un marco conceptual para entender la acreditación para luego describir brevemente la región Noreste en contraste con el departamento de Montevideo, en procura de clarificar cuáles podrían ser los mecanismos a través de los cuales el territorio podría incidir sobre la decisión de acreditar.

LA ACREDITACIÓN DE LA EMS

Proponemos conceptualizar aquí la acreditación de la EMS como un logro resultado de una decisión adoptada por un sujeto que evalúa distintas opciones en su curso de vida y opta por aquella que le representa mayor racionalidad. Esta definición ubica este estudio dentro de una teoría de la elección racional que da sustento a los estudios de movilidad social y de trayectoria (Boudon, 1982; Breen & Goldthorpe, 1997). Como en toda elección racional, supondremos que el balance que realiza el sujeto tiene que ver con beneficios y costos asociados al curso de acción, en ambos casos, tanto directos como indirectos. Formalmente, el modelo de maximización de utilidad más elemental se representa:

$$[1] \quad U_i^A = B_i^A - C_i^A$$

Donde “U” representa la utilidad de la alternativa “A” para el i-ésimo individuo; “B” son los beneficios sumados que se obtendrían de seguir la alternativa “A” por parte del i-ésimo individuo; y “C” son los costos totales que debería afrontar, tanto actuales como previstos de seguirse la alternativa “A” por parte del individuo “i”.

Ahora bien, dentro de esta teoría, la mayor racionalidad a su vez ha sido tratada bajo dos enfoques distintos: de mayor utilidad (saldo neto) o

de menor riesgo. En el primer caso, el comportamiento del actor tiende a maximizar la utilidad, en tanto que a través del segundo, el actor tiende a minimizar el riesgo (aversión al riesgo). El riesgo se define como el complemento P de la probabilidad de éxito. Formalmente este segundo enfoque modifica la expresión [1] multiplicando cada término por esta eventualidad:

$$[2] \quad U_i^A = B_i^A * P_i^A - C_i^A * (1 - P_i^A)$$

Subrayamos en esta modelización la peculiaridad que tiene cada uno de los términos, agregando un subíndice “ i ” : con esto suponemos que la determinación de la funciones de beneficio, costo y éxito dependerá para cada individuo de aspectos que tienen que ver con un entorno regular de oportunidades (educativas, laborales, etc.), así como de atributos propios de su hogar (por ejemplo, clase social, capital cultural) así como de sus propios atributos individuales absolutos (aprendizaje, disposiciones, género, etnia, lengua, edad, etc.) y de su experiencia o trayectoria anterior en la educación (repetición, rezago, motivación, etc.). Un modelo con este enfoque ha sido utilizado para estudiar la persistencia en la Educación Superior (Fernández & Cardozo, 2014).

A los efectos del objetivo de este trabajo, el interés sin embargo, no está en las singularidades o atributos individuales del estudiante, sino en examinar si existen efectos “macro” sobre los comportamientos “micro”, y en particular un tipo de efectos macro que provendrían del territorio. La sección próxima, por lo tanto, debería entenderse como la búsqueda de esos efectos promedio asociados al territorio, con sus correspondientes mecanismos a través de los cuales se incentivan o desincentivan una decisión de acreditación.

LA REGIÓN DE FRONTERA Y SUS EFECTOS EN LA DECISIÓN DE ACREDITAR

La región que aquí denominamos Frontera por brevedad, está conformada por un espacio geográfico amplio ubicado en el límite norte y noreste de Uruguay con Brasil. Cubre la totalidad de los departamentos de Rivera y Cerro Largo, la zona este del departamento de Artigas, así como el norte

del departamento de Tacuarembó. Comprende dos redes de localidades interconectadas vialmente. La mayor es la red sobre las rutas 5, 30, 27 y 29 donde se ubican las ciudades de Artigas, Masoller, Rivera, Tacuarembó, Tranqueras y Minas de Corrales. La segunda red se erige sobre las rutas 7, 8 y 17 ubicándose aquí las ciudades de Melo, Río Branco, Frayle Muerto, Aceguá. Entre sí están unidas principalmente por las rutas 26 al sur y la ruta 27 límitrofe, en las que se ubican respectivamente Toscas de Caraguatá y Vichadero. Este territorio cubre el 10% de la superficie nacional y tiene una población de 312 mil habitantes (el 9%) según estimaciones propias con base en la ECH de 2015. En la regionalización propuesta por Cánepe *et al.* (2011), se corresponde con la Frontera y con una parte de la Región Noreste que bordea la Laguna Merín.

Esta delimitación coincide con trabajos anteriores hechos en el marco del PDU (Fernández & Marques, 2016; Fernández & Ríos, 2013). Su fundamento está en la revisión de la bibliografía nacional sobre regionalización, principalmente en los trabajos que Veiga ha hecho en los últimos veinticinco años con diversas fuentes (Veiga, 1991; Veiga & Lamshtain, 2015), y en los trabajos con datos contemporáneos de Rodríguez Miranda (2006 y 2014), Arocena (2011) y Cánepe *et al.* (2011). Los antecedentes destacan la singularidad de la Frontera con base en atributos económicos y sociales: ingreso de los hogares, pobreza, educación formal, población mayor de 64 años, población menor a 15 años, desocupación, empleo industrial, población rural. La tabla 1 expone los indicadores para caracterizar ambas regiones según la Encuesta Continua de Hogares de 2015.

Tabla 1. *Indicadores económicos comparados Frontera / Montevideo*

	Frontera	Montevideo
Tasa de actividad femenina (18 a 35 años)	57.5%	79.6%
Tasa de actividad menores 18 años	11.0%	8.6%
Tasa de desempleo (18-35 años)	11.4%	10.3%
Informalidad (18-35) años	47.9%	22.2%
Empleo Agro (*)	13.8%	1.1%
Empleo Servicios (*)	20.6%	15.2%
Empleo Comercio (*)	27.0%	27.0%
Empleo Construcción (*)	20.6%	16.6%

		Frontera	Montevideo
Empleo en Finanza, Administración, Contabilidad y Jurídicas (*)	1.6%	7.2%	
Empleo Arquitectura Ingeniería, Innovación y servicios universitarios (no jurídicos ni administrativos contables) (*)	0.8%	6.4%	
Retribución por EMS \$ mensuales (ecuación de Mincer) (**)	7192 \$	10119 \$	
Desigualdad de Ingresos por trabajo (Gini)	0.436	0.445	
Pobreza (% individuos)	13.1%	12.5%	

Fuente: elaboración propia con base en la ECH de 2015. (*) Agrupamiento de grandes ramas de actividad de las empresas según la CIU, rev.4 del INE. (**) Modelo lineal con variables de años de edad y sexo.

Ahora bien, es importante destacar a los efectos de este trabajo que, con base en la lectura de los sucesivos trabajos de Veiga, las relaciones entre estos atributos persisten a lo largo del tiempo, hallazgo que permite hacer la inferencia de que se trata de propiedades estructurales (y no coyunturales) las que diferencian los territorios en regiones. Por ejemplo, Veiga y Lamshtein (2015) hace un análisis de la estructura subyacente a los factores socioeconómicos presentes en 2014 e identifica como principal dimensión, el desarrollo social o nivel de vida, factor que es muy semejante a la dimensión subyacente principal encontrada en el análisis de 2009 y también al análisis de 1991. Esto le lleva a enunciar que “[se] sugieren como elementos estratégicos para interpretar la estructura social departamental, varios indicadores significativos y con alta correlación mutua, tales como la evolución del [ingreso] de los hogares y la población pobre, la tasa de crecimiento poblacional, así como la evolución de la desigualdad” (Veiga, 2009, p. 30).

Conforme a este enfoque, los efectos sobre los individuos y sus decisiones, en particular de los jóvenes, deberían observarse, por ejemplo, a través de mecanismos exclusivamente económicos que actuarían: i) a través del mercado de trabajo (empleo, desempleo y salarios); ii) de la distribución del ingreso (desigualdad); y iii) condiciones generales de bienestar (consumo y pobreza de los hogares). Los indicadores presentados en la tabla 1 parecerían privilegiar diferencias en el mercado de empleo por sobre las dife-

rencias en la desigualdad o el bienestar. Las mayores brechas estarían en la informalidad, actividad de menores de 18 años, participación en empresas de los sectores del agro, la construcción, servicios personales y el empleo en servicios calificados (universitarios del tipo financiero, administrativo, ingeniería, química, investigación y desarrollo). Globalmente, los adolescentes y jóvenes de la Frontera enfrentarían una estructura de oportunidades menos diversificada sectorialmente, con una demanda laboral concentrada en sectores que demandan mano de obra escasamente calificada (sin la acreditación de la EMS), con una informalidad mayor a otras regiones debido a la presencia de actividades comerciales ilegales, todo lo cual repercutiría en aumentar los costos de oportunidad por un retraso en el ingreso al mercado y a reducir la rentabilidad marginal de la educación formal. Todo esto se traduce en una rentabilidad menor en la Frontera, por completar la EMS, de alrededor de 3 mil pesos de diferencia a igual sexo, rama de actividad y edad. Parecería que el mercado de trabajo es el mecanismo [1] de desincentivos.

En contraposición a la primacía relativa de la estructura económica para interpretar los posibles rasgos de larga duración de cada región, interesa recuperar aquí un segundo elemento que podría ser un factor diferenciador. Este resulta operar en forma persistente en el tiempo: la educación y en particular la dotación de altos niveles de educación en la población. La acumulación de capital humano está presente en los sucesivos ejercicios de regionalización de Veiga, pero también en el estudio sobre desarrollo endógeno (Rodríguez Miranda, 2006; 2014). Este último autor sostiene: *“Las diferencias en términos de capital humano se identifican como parte de los desbalances estructurales del país y también como factor explicativo de la divergencia entre departamentos en términos de ingresos”* (Rodríguez Miranda, 2014, p. 17).

Tal posición es consistente con un enfoque más general que interpreta los indicadores de logro educativo de la población como indicadores de funcionamiento de un sistema educativo que funcionaría en el largo plazo, con cierta autonomía operativa, incidiendo sobre el componente *capacidad de innovación* en la estructura territorial (Rodríguez Miranda, 2006). Conforme a esta posición teórica con raíz en Shumpeter y en Lucas, podría hipotetizarse que el stock de capital humano (nivel y tipo conformado) contribuiría de dos formas complementarias. Por un lado, a determinar un entorno intelectual de disponibilidad de variaciones (invenciones en produc-

to, diseños, procesos, técnicas, organización o mercados), variaciones que por su disponibilidad local podrían ser susceptibles de implementarse como innovaciones en firmas locales (mecanismo 4). Por el otro lado, el *stock* de capital humano establecería indirectamente un nivel costos de innovación en las firmas a partir de la disponibilidad de recursos humanos cualificados locales (mecanismo 5).

Bajos stocks de capital humano en la población adulta y de carácter prolongados en el tiempo, tendrían un efecto inercial negativo sobre la innovación en las firmas, y de éstas sobre la formación de capital humano en la siguiente generación. Aun cuando el mecanismo [4] pudiera llegar a operar por incremento del stock de capital humano a corto plazo (por ejemplo, generando un salto o incremento importante en la acreditación de la EMS), el mecanismo [5] operaría a mediano plazo retrayendo la demanda empresarial de estas variaciones por razones de precios relativos, enviando señales de incertidumbre o directamente negativas, y desacelerando las decisiones de acreditar la EMS por parte de los jóvenes. A mediano plazo ambos mecanismos incrementarían las diferencias entre regiones porque desincentivarían a la nueva generación a invertir en el capital humano propio más allá del nivel que predomina en la generación antecesora. Estas hipótesis sobre mecanismos que conectan el componente de capital humano predominante en un territorio y la inversión en capital humano de la nueva generación, requerirían de un estudio específico que excede nuestras posibilidades en este trabajo³. Solo las mantendremos a título tentativo, por lo tanto, como posibles explicaciones de los resultados diferenciales que esperamos encontrar⁴.

³ Por ejemplo, requeriría producir indicadores específicos de diferencias intergeneracionales para un largo período del tiempo tales como indicadores: la razón de la conclusión de la Educación Media Superior en la generación 25-29 años sobre la generación 45-49 años; la razón de acceso a la Educación Superior entre los que acreditan EMS entre la generación 25-29 años; la titulación de la Educación Superior entre los 30-35 años. Mirados estos indicadores en diferentes períodos en una perspectiva de larga duración, por ejemplo, 1963, 1985 y 2011 (fechas de Censos de Población), los departamentos deberían diferir en su inercia y esta diferencia debería estar altamente correlacionada con los *clusters* identificados por Miranda (2006).

⁴ Estos mecanismos fueron formulados teóricamente por primera vez por Hirshmann (1955) y por Perroux (1963).

Finalmente, y tal como lo parte señalando Arocena (2011) en su regionalización cultural del Uruguay (Arocena, 2011), además del enfoque económico o socioeconómico (propio de los trabajos anteriormente referenciados), en la bibliografía se reconoce un enfoque fundamentado en la búsqueda de elementos simbólicos (tradiciones, hechos históricos, relatos, rituales, lenguajes) que son subjetivamente tomados por habitantes de un territorio como elementos de identificación y de diferenciación. La extensa investigación sobre las lenguas de frontera aporta un antecedente valioso para configurar el espacio de la Frontera como distintivo a partir de su bilingüismo o trilingüismo (según la interpretación teórica que se adopte), de carácter diglósica que resulta incluso previo a la instalación de la República y por supuesto, a la extensión del Estado en el territorio (Barrios, Gabbiani, Behares, Elizaincín, & Mazzolini, 1993; Bertolotti & Coll, 2014).

La zona geográfica del portuñol que ha sido propuesta por Behares (2007) sobre Rona (1959) es menos extensa que la región de Frontera que aquí delimitamos. Los estudios dialectológicos clásicos citados por el segundo autor informaron, por ejemplo, que el portuñol no tendría una presencia importante ni en la ciudad de Melo ni en la ciudad de Tacuarembó.⁵ A su vez, la zona noreste del departamento de Salto debiera estar contemplada en esta área geográfica. En este trabajo y dada la especificidad del tema lingüístico, adoptamos esta definición más restringida de “frontera”.

El lenguaje como factor de desigualdad ha sido explorado en otro lugar pero en relación al aprendizaje desarrollado hasta los 15 años (Fernández, Ríos, & Márques, 2016). En términos generales, se supone que, de no mediar estrategias pedagógicas específicas bilingües, el aprendizaje del español en una población cuya primera lengua es otra, representaría un obstáculo para alcanzar niveles semejantes de competencias lectoras dados unos mismos atributos (edad, clase social, género) y unas mismas condiciones escolares (entorno sociocultural, sector institucional, modalidad curricular). Sin embargo, el aprendizaje tal como es evaluado por PISA, supone un proceso prolongado de desarrollo de competencias, y por tanto, el tipo de logro educativo no asimilable a una “elección”, tal como conceptualizamos más arriba

⁵ El colega Leonardo Peluso se encuentra desde 2015 realizando un estudio en terreno sobre la zona del basalto del departamento de Salto que podría modificar esta concepción.

a la acreditación. En consecuencia, no disponemos hasta el momento de elementos teóricos que permitan conectar el bi(tri)linguismo del individuo o la diglosia regional con incentivos (positivos o negativos) para la decisión de acreditar la EMS.

La distribución estimada actual del portugués del Uruguay o portuñol en Uruguay



Fuente: Behares (2007). Referencias: 1. Artigas. 2. Rivera. 3. Bernabé Rivera. 4. Sequeira. 5. Colonia Lavalleja. 6. Masoller. 7. Tranqueras. 8. Minas de Corrales. 9. Vichadero. 10. Aceguá-Noblía. 11. Río Branco.

OTROS POSIBLES MECANISMOS DIFERENCIADORES

En este último apartado, presentamos tres mecanismos adicionales, que pensamos resultan específicamente están ligados a la región de Frontera y que no derivan directamente de las teorías de desarrollo regional examinadas.

El primero tiene relación con lo que se conoce coloquialmente en la frontera como la “doble chapa”. En 2002 la Ley 17.659 aprueba el “Acuerdo sobre permiso de residencia estudio y trabajo para los nacionales fronterizos uruguayos y brasileños” que pone en marcha el “Documento Especial Fronterizo” por el cual los habitantes de una lista taxativa de localidades fronterizas acceden parcialmente a derechos sociales y protección social de ambos países (Cavini, Ribeiro, & Silveira, 2013). Este estatus jurídico repercutiría en las decisiones educativas en las ciudades de Artigas, Rivera, Aceguá y Rio Branco, incrementando los costos de oportunidad durante los ciclos de expansión de la economía brasileña, cuestión que coincide temporalmente con el periodo observado en este estudio (2010-2014). La magnitud y claridad de este efecto, sin embargo, podría discutirse. En un estudio anterior, Fernández, Lorenzo y Núñez (2016) mostraron que no existía evidencia inequívoca respecto a tales costos de oportunidad, en otras palabras, es discutible la existencia de un efecto de la calidad de “doble chapa” que tiene lugar en la región fronteriza, en la decisión de estudiar.

El segundo mecanismo hace específicamente cuenta de una posible diferencia entre varones y mujeres en la frontera. Tal como se expuso, la argumentación de las teorías del desarrollo no distingue entre incentivos según el sexo. Sin embargo, los indicadores de empleo de la tabla 1 muestran una diferencia importante en la tasa de actividad de la cual se podría deducir, al menos, que los incentivos de mercado podrían operar sobre las decisiones de los varones pero no sobre las mujeres, conllevando así un incremento de las diferencias nacionales observadas en la acreditación de la EMS (Cardozo, 2015) .

El tercer mecanismo representa también una interacción entre la región y la posición de clase social. Se establece, de este modo que, podrían ser menores los incentivos que tienen las clases propietarias de capital económico, en particular los pequeños propietarios de las zonas urbanas, por convertir este tipo de capital al capital cultural para la siguiente generación. El argumento

se fundamenta en que el desarrollo regional es un proceso de cambio en la incorporación a cadenas productivas trans-regionales e incluso, internacionales, con el correlato de la concentración de capital (de Mattos, 1983). Un menor grado de desarrollo, esto es de incorporación o cambio en las cadenas productivas, conllevaría a menores incertidumbres en la reproducción social y mayor expectativa en la eficacia de la herencia económica como factor de transmisor intergeneracional.

En síntesis, hemos revisado y propuesto un total de seis mecanismos macro sociales que operarían sobre las decisiones educacionales en la adolescencia que operarían desincentivando la acreditación de la EMS en la región de Frontera, en términos relativos al país. Tres de ellos son específicos de la Frontera, y dos de ellos hacen pensar en que también incidiría sobre las relaciones estructurales de clase y sexo.

DATOS Y MÉTODO

Datos

Basamos nuestros análisis en los datos de la Primera Encuesta de Seguimiento a los alumnos uruguayos evaluados por PISA en 2009. Este es un estudio longitudinal que resulta de la transformación de la muestra nacional PISA 2009, la primera en la que se incluyó en forma deliberada un estrato representativo de la región de la Frontera (Armúa *et al.*, 2010). En 2014 se volvieron a entrevistar a estos jóvenes cuando ya tenían entre 20 y 21 años de edad. La ventana de observación cubre un máximo de cinco años teóricos de acreditación en la medida en que ya u 5% de la muestra cursaba el segundo de la EMS en 2009.

El tamaño de la muestra fue de 2 608 casos y el total no ponderado de casos que habían acreditado la EMS en el momento de la entrevista fue de 1 349. En todas las estimaciones realizadas se aplican pesos computados sobre la base de los pesos PISA 2009 y que, adicionalmente, corrigen las diferentes probabilidades de selección y la no repuesta en 2019. Mayores detalles se pueden consultar en el Anexo Técnico de este estudio (Cardozo, 2015).

Indicadores

La residencia geográfica está determinada a los 15 años en el momento de hacer la prueba PISA. Le atribuimos al estudiante la localidad del centro educativo al que concurría en ese momento. Conforme a esto, el total de casos no ponderados que residían en la región de la Frontera fue de 610 y 799 en el departamento de Montevideo. La delimitación de las otras regiones la tomamos del trabajo de Cánepa *et al.* (2011).

La acreditación está medida inicialmente a partir de la auto-declaración de haber completado el ciclo de la EMS y controlada según la trayectoria seguida hasta ese momento. Tal declaración se validaba en la medida en que efectivamente se constataran tres años de cursado en una modalidad que permite concluir la EMS (es decir, los Bachilleratos Diversificados de Secundaria, el Bachillerato Tecnológico y el Bachillerato Profesional).

La clase social del estudiante está construida con base en la adaptación de la pauta de Erikson, Goldthorpe y Portocarero (EGP) a Uruguay (Boado, Fernández, & Pardo, 2007) y que ha sido aplicada en anteriores estudios del grupo de investigación sobre Transiciones Educación-Trabajo (TET) tanto en temas de desafiliación, persistencia en la Educación Superior e ingreso al mercado de trabajo. La información original es aquella declarada sobre títulos ocupacionales y tareas desempeñadas por los padres de los jóvenes a los 15 años. Estas se codifican conforme a la Clasificación internacional Estandarizada de Ocupaciones (ISCO, en inglés) elaborada por la Organización Internacional del Trabajo (OIT) en 2008. El hogar queda clasificado conforme al código de ISCO que informa trabajo no manual sobre manual, y trabajo calificado sobre no calificado. La dependencia y el tamaño de la empresa, necesarios para clasificar según EGP, se deducen de la descripción de tareas. Manejamos aquí una escala con cuatro clases conforme al esquema que se presenta a continuación.

Esquema 1. Pauta de estratificación social

Clase	Descripción	Grupos ocupacionales (ISCO 08)
Clases de servicio (I y II)	(Clase I) Grandes propietarios del campo y de la ciudad; grandes gerentes; representantes y autoridades nacionales; (Clase II) profesionales universitarios y docentes; oficiales generales de las FFAA	01, 02 y 03
Clases intermedias IV	Pequeños propietarios del campo (IVb) y de la ciudad (IVa), de comercios, predios rurales, medios de transporte, talleres, panaderías, carnicerías, etc	06, 01, 07
Clases intermedias III	Empleados dependientes del sector público o privado; en tareas de supervisión (IIIa) o rutinarias (IIIb) de comercio, administración y servicios de carácter no manual; empleados en los servicios de seguridad	04, 05
Clases trabajadoras V, VI, y VII	Trabajadores independientes o empleados, con roles de supervisión directa de trabajadores manuales, procesos de trabajo, maquinarias o tareas rutinarias no calificadas en la industria, el agro, el comercio, los servicios y el ámbito doméstico; personal subalterno de las FFAA	07, 08, 09 00

Fuente: elaboración propia.

Método

Utilizamos aquí un método de análisis denominado “ecuaciones de covarianza” propuesto por Paul Lazarsfeld hacia mediados de los años cuarenta y que fuera perfeccionado por Alfredo Errandonea en el Río de la Plata durante los ochenta (Errandonea, 1987). Opera realizando tablas cruzadas de a tres variables a la vez, donde una relación principal es examinada dentro de las categorías de una tercera variable, denominada de control. Su utilidad es exploratoria y heurística en la medida en que el investigador puede “ver” con detalle en qué celdas de las tablas se verifican cambios en las probabilidades conjuntas estimadas. En los métodos de regresión, este resultado se logra a través de una más compleja especificación del modelo y de la realización

de simulaciones apropiadas, todo lo cual puede conllevar cierta distracción cuando el objetivo es precisamente la exploración.

En nuestro caso, dos serán las relaciones originales, la clase social y el sexo del estudiante. La variable de control será la residencia geográfica. El coeficiente de asociación a utilizar es la V de Cramer, el cual está basado en el coeficiente de normalizado y cerrado en un recorrido entre 0 y 1 (Cortés, Rubalcava, & Fernández, 2014).

ANÁLISIS

Relaciones bivariadas

La tabla 2 muestra que la Frontera tiene 11 puntos porcentuales menos de jóvenes que acreditan la EMS en comparación con la zona metropolitana de Montevideo y resulta ser la región con la tasa más baja del país. Sin embargo, Montevideo no tiene en este panel la tasa de acreditación más alta; el Litoral y la región Central se ubican en este lugar. El coeficiente de asociación V de Cramer muestra una asociación débil entre las variables de $V = 0.108$ cuando se toman en cuenta todas las localidades; sin embargo comparando solamente la Frontera con Montevideo (centro de la comparación para este estudio), el coeficiente se reduce levemente a $V = 0.09$, el cual es un valor despreciable conforme la guía de valorizaciones de Sierra Bravo (Cortés, Rubalcava, & Fernández, 2014).

La relación entre el género y la acreditación se muestra en la tabla 4. Se puede apreciar que una de cada dos mujeres acredita la EMS pero que un tercio de los varones lo hacen. Las diferencias son estadísticamente significativas al 1%. La magnitud de la asociación medida con el coeficiente V de Cramer es, sin embargo, débil: $V = 0.16$. El coeficiente se reduce a $V = 0.10$ si sólo se comparan Montevideo y la región de Frontera. Se observa también para relación un cambio semejante al anotado para la relación entre clase y acreditación. Otras regiones del país, parecerían introducir mayor heterogeneidad que a la observada sólo en estas dos regiones.

Tabla 2. Acreditación de la Educación Media Superior según región del país

	Acredita EMS
Región	Montevideo
	38%
	48%
	51%
	35%
	43%
	54%
	V = 0.108

Fuente: elaboración propia con base en el panel PISA 2009-2014.

Tabla 3. Acreditación según clase social

	Acredita EMS (todo el país)	Subuniverso
Clase social	Servicio (I y II)	78%
	Pequeños Propietarios (IV)	67%
	Empleados administrativos y comercio	40%
	Trabajadores manuales	28%
	V de Cramer	V = 0.40
		V = 0.22

Fuente: elaboración propia con base en el panel PISA 2009-2014.

Tabla 4. Acreditación de la Educación Media Superior según sexo

	Acredita EMS (todo el país)	Subuniverso
Sexo	Hombre	35%
	Mujer	51%
	V de Cramer	V = 0.16

Fuente: elaboración propia con base en el panel PISA 2009-2014.

Análisis de covarianzas

El siguiente paso será descomponer la relación territorio-acreditación a través dos sucesivos análisis de Lazarsfeld, primero por clase social y segundo por género. La pregunta guía en esta parte es si la región de residencia modifica las relaciones estructurales de clase y género. Las tablas 5 y 6 muestran estas relaciones.

Tabla 5. Acreditación de la Educación Media Superior según clase social y región

		Montevideo Parcial 5A	Frontera Parcial 5B	Subuniverso
Clase social	Servicio (I y II)	77%	63%	83%
	Intermedias (IV) (Pequeños Propietarios)	75%	53%	79%
	Intermedias (III) Empleados administrativos y comercio	40%	38%	47%
	Trabajadores manuales (V, VI y VII)	17%	27%	26%
V de Cramer		V=0.50	V=0.26	V=0.22

Fuente: elaboración propia con base en el panel PISA 2009-2014.

En Montevideo, se observa que los jóvenes originarios de las clases de servicio y de pequeños propietarios estadísticamente igualan la chance de acreditar la EMS: en ambos casos, tres de cada cuatro completan esta meta. Conviene resaltarlo: en esta región los jóvenes de clase IV aumentan la acreditación de la EMS en relación al total del país. En un distante 40% acreditan los jóvenes de la clase III, aunque manteniéndose prácticamente en el mismo porcentaje observado para todo el país. Finalmente, los originarios de clases trabajadoras acreditan 9 puntos menos en relación al país. La magnitud de la asociación es igual a $V = 0.50$ y califica como sustancial según la guía de Sierra Bravo.

En la Frontera el comportamiento sigue el mismo ordenamiento nacional y el mismo observado en Montevideo, pero con niveles diferentes. La clase de servicio reduce su acreditación en 14 puntos. Uno de cada dos jóvenes originarios de la clase IV completa la EMS, guarismo que es también 14 pun-

tos inferiores al nivel observado en el país, y también menor en 22 puntos al observado en Montevideo. La clase trabajadora por su parte, mantiene el mismo comportamiento que a nivel nacional: algo más de uno de cada tres de sus jóvenes acreditan la EMS. La magnitud de la asociación es igual a $V = 0.26$ y califica como baja según la guía de Sierra Bravo.

Al combinar estos resultados con los hallados en el análisis bivariado en la ecuación de covarianzas de Lazarsfeld, se configura un panorama que la bibliografía ha llamado especificación. La residencia de origen entrevie-ne modificando la relación original, de tal manera que resulta “atenuada”. Errandonea llamó a este caso típico como “especificación”: el valor observado en la relación original se debe a un “promedio” de lo que sucede en dos casos que tienen comportamientos distintos uno del otro (Errandonea, 1987). En este caso, y de forma sustantiva, la residencia en Montevideo incrementa la desigualdad por la vía de reducir el comportamiento de acreditación en la clase trabajadora (tabla parcial 5A). En cambio, la residencia geográfica en Frontera disminuye la desigualdad en el logro de la acreditación (tabla parcial 5 B), pero a través de reducir este comportamiento en la clase de servicio.

El mismo procedimiento seguimos para identificar si el territorio incidía en la relación sexo-acreditación de la EMS. La tabla 6 muestra este análisis.

El comportamiento de la acreditación según género se modifica en forma apreciable dentro de cada región. En Montevideo, se observa un leve crecimiento de los varones que logran acreditar la EMS, en tanto las mujeres mantienen un nivel similar si lo comparamos con el total del país. En Frontera, en cambio, tanto varones como mujeres reducen este logro: las mujeres al 24% y al 45% respectivamente. Si se computa una razón de momios dentro de cada región, se observa que la brecha entre mujeres y varones pasa de 1.582 en Montevideo a 2.600 en la Frontera, esto es un incremento en la desigualdad de género (a favor de las mujeres) de aproximadamente el 65 por ciento.

La ecuación de covarianzas computada informa al igual que en el caso anterior, una elaboración por parciales es casi un 50% más grande que el otro. Esta especificación muestra una de las tablas parciales con una relación de mayor magnitud entre el género y la acreditación. Ya se informó el efecto que tendría la residencia en la frontera sobre la desigualdad de género. Sin embargo, este resultado, de amplificación de las desigualdades es en alguna medida contrapuesto, al observado en la relación con la clase social.

Tabla 6. Acreditación de la Educación Media Superior según sexo y región

Sexo		Montevideo	Frontera
		Parcial 6 A	Parcial 6 B
	Hombre	40%	24%
	Mujer	51%	45%

Fuente: elaboración propia con base en el panel PISA 2009-2014.

DISCUSIÓN DE RESULTADOS

Los hallazgos obtenidos en este análisis de tipo preliminar en la línea de investigación sobre las relaciones entre territorio y desigualdades en educación son consistentes con la hipótesis más general establecida, a saber que, los estudiantes originarios de la región Frontera acreditan en menor proporción la EMS que en Montevideo.

Ahora bien, los análisis generaron hallazgos no esperados inicialmente que ponen en discusión algunos aspectos implicados en la hipótesis más general. Aquí se resumirán tres aspectos. El primero, tiene que ver con la desigualdad asociada al territorio en este indicador de logro. Si bien la Frontera es la región donde este comportamiento es menos probable entre los jóvenes de la cohorte PISA 2009, la más alta acreditación no se observó en Montevideo, sino sobre todo en la región Central del país. Esta distribución pone en tela de juicio la relación lineal simple (implícita en el mecanismo 1) que se preveía entre desarrollo social y económico y comportamiento acreditador en la EMS.

El segundo aspecto tiene que ver con la conservación del efecto diferenciador del territorio sobre la acreditación cuando se analizan los comportamientos de cada clase social. Si bien el ordenamiento parece conservarse gruesamente, la magnitud de la acreditación es diferente. En particular, las diferencias regionales en el comportamiento de los jóvenes según su origen social, parecen mostrarse mayores en las clases de servicio, y en la clase IV (pequeños propietarios). En ambos casos, la Frontera parecería des-incentivar la acreditación. Montevideo, en cambio, contribuiría incentivando a

que los jóvenes de la clase IV alcanzaran tasas de acreditación próximas a la observada en las clases I y II. La clase III (empleados de la administración y del comercio) no tiene comportamientos diferenciales.

La Frontera no reduce el incentivo a que los hijos de trabajadores manuales se gradúen de la EMS, pero sí lo hace el contexto regional de Montevideo. Estos hallazgos no son fáciles de conciliar con las hipótesis generales (mecanismos 1 a 3). No se esperaban efectos diferenciales tan marcados y contradictorios en la Frontera y en Montevideo. El mecanismo 4 (“doble chapa”) preveía efectos *generales* relativos a un aumento en los costos de oportunidad de estudiar, pero se encontraron efectos diferenciados por clase social. A su vez, el mecanismo 6 (“rezagos de incorporación”) preveía efectos sobre la clase IV pero no sobre la clase I y II.

CONCLUSIONES Y NUEVAS PREGUNTAS

Este trabajo se enmarca en una línea de investigación propuesta para el Polo de Desarrollo Universitario que tiene por objeto el estudio de las trayectorias educativas y la vulnerabilidad generados por el factor territorial. Dos han sido los logros estudiados hasta este momento: el nivel de aprendizajes, tal como lo evaluó PISA en 2009 (Fernández, Ríos, & Márques, 2016) y ahora, la acreditación de la Educación Media Superior. El factor territorial, genéricamente hablando ha tenido dos aproximaciones diferentes. En el primer trabajo, adoptamos una definición de base lingüística y distinguimos región geográfica donde ya Rona (1959) documentara que predominaba el portuñol o portugués del Uruguay y se conformaba una sociedad diglósica. En este trabajo, adoptamos una definición histórico estructural, apoyados en la sociología y en la economía regional.

Los resultados de estos dos estudios difieren en un aspecto fundamental. Fernández, Ríos, & Marques (2016) no hallaron un efecto territorial neto sobre el nivel de aprendizajes, una vez que el modelo de regresión especificaba las variables de estratificación del alumno y entorno sociocultural de la escuela. Por el contrario, se halló un efecto estadístico significativo de la condición de usuario de portuñol del estudiante. Este resultado desacreditó

una tesis de la desigualdad territorial fundada en la lengua, al menos en el sentido rudimentario planteado allí.

En este segundo estudio, el análisis realizado con un método exploratorio identificó dos hallazgos importantes: (1) los jóvenes deciden continuar o no sus estudios de forma diferencial según la región de residencia siendo la región Frontera la que menos incentiva a sus jóvenes residentes a culminar la EMS; y (2) las desigualdades estructurales como el género y la clase social, se intensifican o se mitigan de acuerdo a la región de residencia. En particular este último resultado mostró que la desigualdad territorial persistía aún luego de controlar el efecto de clase y del género.

Cinco fueron los mecanismos explicativos generales propuestos a partir de la revisión de la bibliografía sociológica y económica: el mercado de trabajo; la desigualdad de ingresos; el bienestar; el entorno intelectual generador de innovaciones; y los precios relativos o retornos del capital humano. Los cinco son consistentes con la distribución observada en la polaridad entre Montevideo y la Frontera, pero no explican satisfactoriamente la situación de otras regiones, como ser el Litoral y el Centro del país.

Agregamos también tres mecanismos singulares para la Frontera: i) la “doble chapa”, ii) la diferencia de género más pronunciada; y iii) la estrategia de reproducción social intergeneracional de las clases propietarias en la Frontera en contexto de menor desarrollo económico. De éstos, el primero no parecería tener especial significación, agregándose así otra falsación a esta teoría que ya fuera objeto de análisis en otra parte (Fernández, Lorenzo, & Núñez, 2016). Los otros dos mecanismos son consistentes con la evidencia producida.

Nuevas incógnitas surgen a partir de los resultados: ¿Cómo se explica que la región Litoral y Central tengan la mayor proporción de jóvenes que acrediten la EMS que Montevideo, siendo que ambas tienen menores niveles de desarrollo? ¿Cómo se explican las diferencias de comportamiento en la acreditación de las clases trabajadoras según residan en Montevideo o en la región Frontera? Finalmente, ¿estas diferencias son robustas al incorporar al análisis el factor lingüístico?

BIBLIOGRAFÍA

- Armúa, M., Cardozo, S., Chouy, G., Dotti, E., Fernandez, M., Peluffo, E. y Sánchez, M. H. (2010). *Primer informe Uruguay en PISA 2009*. Montevideo: Administración Nacional de Educación Pública.
- Arocena, F. (2011). *Regionalización cultural de Uruguay*. Montevideo: Ministerio de Educación y Cultura.
- Barrios, G., Gabbiani, B., Behares, L., Elizaincín, A., y Mazzolini, S. (1993). Planificación y políticas lingüísticas en Uruguay. *Iztapalapa*, 29, 177-190. Recuperado de <http://tesiuami.uam.mx/revistasuam/iztapalapa/viewissue.php?id=94> Fecha de consulta: 30 de julio de 2017
- Behares, L. (2007). Portugués del Uruguay y Educación Fronteriza. En C. Brovetto, J. Geymonat, y N. Brian, *Portugués del Uruguay y Educación Bilingüe*. Montevideo: Administración Nacional de Educación Pública / Consejo de Educación Inicial y Primaria.
- Bertolotti, V., y Coll, M. (2014). *Retrato lingüístico del Uruguay. Un enfoque histórico sobre las lenguas en la región*. Montevideo: Comisión Sectorial de Educación Permanente, Universidad de la República.
- Boado, M., Fernández, T., y Pardo, I. (2007). *Aplicación de la pauta de estratificación Erikson-Goldthorpe-Portocarero al Uruguay mediante la CNUO95 y la COTA 70. Decisiones metodológicas*. Departamento de Sociología, Universidad de la República. Rescatado de <http://cienciassociales.edu.uy/departamentodesociologia/serie-documentos-de-trabajo/>. Fecha de consulta: 30 de julio de 2017.
- Boudon, R. (1982). *La desigualdad de oportunidades*. Barcelona: Laia.
- Breen, R., y Goldthorpe, J. (1997). Explaining educational differences. Towards a formal rational action theory. *Rationality & Society*, 9(3), 275-305.
- Bucheli, M., Cardozo, S., y Fernández, T. (2012). Brechas verticales de género en Uruguay en la transición desde la Educación Media a la Educación Superior. En A. Riella (Ed.), *El Uruguay desde*

- la Sociología X. 10^a Reunión Anual de Investigadores del Departamento de Sociología* (págs. 163-191). Montevideo: UDELAR-FCS.
- Cánepa, G., y Carreño, G. (2011). *Regionalización del Uruguay en clave de Educación Superior*. Montevideo: Comisión Coordinadora del Interior, Universidad de la República.
- Cardozo, S. (2010). El comienzo del fin: las decisiones de abandono durante la Educación Media y su influencia en las trayectorias. En T. Fernández, *La desafiliación en la Educación Media y Superior: conceptos, estudios y políticas*, (pp. 65-83). Montevideo: UDELAR-CSIC.
- Cardozo, S. (2015). *Trayectorias educativas en la Educación Media PISA-L 2009 2014*. Montevideo: Instituto Nacional de Evaluación Educativa y Departamento de Sociología, Universidad de la República.
- Cavini, G., Ribeiro, V., y Silveira, H. (2013). Atenção básica à saúde na fronteira Brasil-Uruguai: um olhar a partir os gestores. *Caderno Iberoamericano de Dírito Sanitario*, 2(2). Recuperado de <https://www.researchgate.net/publication/291210162>.
- Cortés, F., Rubalcava, R., y Fernández, T. (2014). *Estadística Social Básica*. Montevideo: Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República y Universidad Nacional Autónoma de México.
- De los Campos, H., y Ferrando, F. (2013). *La universalización de la educación obligatoria en Uruguay. Avances y Desafíos*. Montevideo: Instituto Nacional de Evaluación Educativa.
- De Mattos, C. (1983). *El proceso de concentración territorial. ¿Obstáculo para el desarrollo?* Santiago de Chile: ILPES.
- Errandonea, A. (1987). *El análisis de covarianzas de Lazarsfeld. Guía de clases para Metodología III. Licenciatura en Sociología*. Montevideo: Instituto de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Fernández, T. (2009). La desafiliación en la educación media de Uruguay. Una aproximación con base en el panel de estudiantes evaluados por PISA 2003. *Revista Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 7(4), 165-179. Recuperado de <http://www.rinace.net/reice/numeros/arts/vol7num4/art8.pdf>.
- Fernández, T. (2010). Incidencia y trayectorias de desafiliación. En T. Fernández, *La desafiliación en la Educación Media y Superior de*

- Uruguay: conceptos, estudios y políticas.* Montevideo: CSIC-Ude-llaR.
- Fernández, T., y Cardozo, S. (2014). Educación Superior y persistencia al cabo del primer año en Uruguay. Un estudio longitudinal con base en la cohorte de estudiantes evaluados por PISA 2003. *Páginas de Educación*, 103-130. Recuperado de http://páginasde-educacion.ucu.edu.uy/inicio/item/45-pags_edu7.html
- Fernández, T., y Márques, A. (2017). Trayectorias de inicio laboral y desigualdad en Uruguay. Un análisis con base en el estudio longitudinal PISA-L 2003-2012. *Estudios Sociológicos*, 35(103), 33-64.
- Fernández, T., y Ríos, A. (2013). *Implicancias para las políticas educativas de las tendencias socioeconómicas y educativas de la región Frontera Nordeste del Uruguay.* Montevideo: Departamento de Sociología de la Universidad de la República.
- Fernández, T., Lorenzo, V., y Núñez, V. (2016). Detrás del primer empleo. El caso de la frontera Uruguay-Brasil. En M. Boado (ed.) *El Uruguay desde la Sociología*, 14. Montevideo: Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República.
- Fernández, T., Menese, P., y Boado, M. (2014). Diez años después. Determinantes del ingreso por trabajo en los jóvenes evaluados por PISA 2003. *Revista Electrónica de Investigación sobre Calidad, Cambio y Eficacia en Educación (REICE)*, 12(3), 123-147.
- Fernández, T., Ríos, Á. y Márques, A. (2016). El lenguaje como factor de desigualdad en los aprendizajes en PISA 2009: el caso de la frontera noreste de Uruguay con Brasil. *CIVITAS. Revista de Ciencias Sociales*, 16(1).
- Rodríguez Miranda, A. (2006). *Desarrollo económico territorial endógeno.* Montevideo: Serie Documentos de Trabajo 02/06. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Rodriguez Miranda, A. (2014). *Desarrollo económico y disparidades territoriales.* Montevideo: Serie Cuadernos del Desarrollo 03. PNUD, Oficina de Uruguay.

- Rona, J. (1959). *El dialecto fronterizo del norte del Uruguay*. Montevideo: Facultad de Humanidades, Universidad de la República.
- Veiga, D. (1991). *Desarrollo regional en el Uruguay*. Montevideo: Centro de Informaciones y Estudios del Uruguay .
- Veiga, D. (2009). *Estructura social y ciudades en el Uruguay*. Montevideo: CSIC-UDELAR y Facultad de Ciencias Sociales-UDELAR.
- Veiga, D., y Lamshtein, S. (2015). *Desigualdades sociales y territoriales en Uruguay*. Montevideo: Departamento de Sociología, Facultad de Ciencias Sociales y CSIC, Universidad de la República.