

# Segregación residencial y probabilidad de estar empleado entre inmigrantes recientes en Montevideo 2011

*Residential segregation and probability of being employed of recent immigrants in Montevideo 2011*

Julieta Bengochea<sup>1</sup>

*El Colegio de México, México*

*Programa de Población, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay*

*Revista Latino-americana de Población*

Año 11  
Número 20

Primer semestre

Enero a junio de 2017

## *Resumen*

El presente trabajo analiza el efecto de la concentración de inmigrantes del barrio de residencia entre los inmigrantes recientes (llegados entre 2005 y 2011) nacidos en Perú, Paraguay y Chile en Montevideo sobre la probabilidad de estar ocupados. Las características sociales y económicas de la zona de asentamiento repercuten en el tipo de integración: los inmigrantes con menor capital social y económico tienden a asentarse en los barrios más pobres y aquellos con mayor capital social y económico en barrios más ricos. Sin embargo, ninguna de las dos situaciones implica un efecto positivo o negativo *per se* en la integración económica dado que una mayor concentración de

## *Abstract*

This study analyses the effect of neighborhood of residence on the probability of being employed for recent immigrants in Montevideo (arriving in 2005-2011), born in Peru, Paraguay and Chile. Social and economic features of the settlement area have an effect on the kind of integration: those immigrants with less social and economic capital tend to settle in poorer neighborhoods than those with capital that is more social. With the aim of elucidating the effect of neighborhood of residence on the employability of recent immigrants, this study answers the following question: For recent immigrants, does the probability of being employed vary with the concentration of the immigrant population in their neighborhood

**15**

Segregación residencial y probabilidad de estar empleado entre inmigrantes recientes en Montevideo 2011

<sup>1</sup> Es estudiante de doctorado en Estudios de Población en El Colegio de México y magíster en Demografía y Estudios de Población por la Universidad de la República. Es docente del Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República. Sus líneas de investigación son migración internacional, migración interna, migración calificada e integración de los inmigrantes a las sociedades receptoras. <julietabengochea@gmail.com>

población inmigrante puede proveer de mayores redes que faciliten la inserción laboral en el país de destino en los primeros años de asentamiento. Con la intención de dilucidar el efecto de la concentración de inmigrantes del barrio de residencia sobre la probabilidad de estar ocupado entre los inmigrantes recientes este trabajo se propone contestar la siguiente pregunta: *¿Varía la probabilidad de los inmigrantes recientes de estar ocupados según el grado de concentración de inmigrantes del barrio de residencia y entre el país de nacimiento?* Con base en el censo de población de Uruguay de 2011 se estimaron modelos de regresión logística multinivel que permiten analizar en su conjunto el efecto de las características individuales y estructurales sobre la probabilidad de estar empleado.

of residence and with their countries of birth? Based on the Population Census of Uruguay in 2011, multilevel logistic regression models were estimated, which allow us to analyze the overall effect of individual and structural features on the probability of being employed.

**Keywords:** Recent immigration. Residential segregation. Labor insertion of immigrants.

*Recibido: 16 de marzo de 2017  
Aceptado: 30 de junio de 2017*

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

16

## Presentación

*Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011*

Bengochea

El presente trabajo analiza el efecto de la concentración de inmigrantes del barrio de residencia entre los inmigrantes recientes —llegados entre 2005 y 2011— en Montevideo, particularmente la de los nacidos en Chile, Paraguay y Perú, sobre la probabilidad de estar ocupados. Las características sociales y económicas de la zona de asentamiento repercuten en el tipo de integración: los inmigrantes con menor capital social y económico tienden a asentarse en los barrios más pobres y aquellos con mayor capital social en barrios más ricos. Si bien ambas situaciones pueden implicar segregación residencial, una situación o la otra implican un proceso de integración cualitativamente diferente. Ninguna de las dos situaciones conlleva un efecto positivo o negativo *per se* en la integración económica, dado que una mayor concentración de población inmigrante puede proveer de redes que faciliten la inserción laboral en el país de destino en los primeros años de asentamiento. En este sentido, el barrio de residencia es entendido como unidad geográfica de segregación residencial.

Con la intención de dilucidar si la concentración de inmigrantes en el barrio de residencia entre los inmigrantes recientes en Montevideo opera, en tanto unidad geográfica de segregación, como espacio de oportunidad laboral o como espacio que constriñe las oportunidades laborales, este trabajo se propone contestar la siguiente pregunta: *¿Varía la probabilidad de los inmigrantes recientes de estar ocupados según el grado de concentración de inmigrantes del barrio de residencia y entre el país de nacimiento?* Para contestarla se estimaron modelos de regresión logística multinivel con variables de nivel 1 como el sexo, la edad, la edad a la migración, el nivel educativo alcanzado, el estado conyugal y el país

de nacimiento, y como variable de nivel 2 al cociente de localización de los inmigrantes de los 62 barrios de Montevideo.

## Antecedentes

La integración social de los inmigrantes en la sociedad receptora ocupa un espacio central en los debates sobre migración. Los estudios de esta problemática surgieron originalmente para comprender las desigualdades sociales que separan a la población extranjera de la nativa. Concretamente, el interés surge en Estados Unidos durante las luchas antisegregacionistas del siglo xx, debido a la conformación de «guetos» y «barriadas urbanas» pobres (Martori y Hoberg, 2004; Gans, 1997).

Si bien la integración social de la población inmigrada es un fenómeno multidimensional, la dimensión primaria para medir la integración es la relativa a la capacidad económica de los inmigrantes de autosustentarse. Aunque la migración es un fenómeno que responde a múltiples motivaciones y da lugar a distintos tipos de flujos (migración forzada, migración laboral, migración por estudios, migración o circularidad de personal calificado, migración familiar, etc.), el laboral es el principal componente de los flujos, con lo cual tiene sentido analizar como dimensión central de integración la inserción laboral. Además, el empleo y sus características determinan otros aspectos de la vida social, tales como los beneficios de seguridad social y de salud o el acceso a la vivienda y a otros servicios sociales (Niessen y Schibel, 2004).

Los inmigrantes suelen tener tasas de actividad elevadas (Alarcón y Ramírez-García, 2011). Sin embargo, esto no implica una participación exitosa en el mercado laboral si las condiciones del empleo son precarias o se insertan en ocupaciones mal remuneradas, de baja calificación o de poco prestigio social (Alarcón y Ramírez-García, 2011). Factores como la edad (son en promedio más jóvenes que la población nativa) y la importancia de los motivos laborales en la migración llevan a que muchos inmigrantes sean menos selectivos, más vulnerables y acepten condiciones laborales desventajosas, lo que explica su alta participación en los mercados locales (Cerrutti, 2009). Otros factores de importancia para comprender las altas tasas de ocupación de los inmigrantes son la segmentación de los mercados laborales, la precarización del trabajo y la existencia de nichos específicos donde estos trabajan.

La teoría de los mercados duales postula que los mercados de trabajo se encuentran divididos en un sector reservado para los trabajadores nativos y en otro reservado para los inmigrantes (Piore, 1979, 1986; Massey *et al.*, 1993). Piore, en su clásico libro *Birds of Passages* (1979), analiza la migración circular de trabajadores provenientes de un centro en vías de desarrollo hacia otro más desarrollado y plantea la teoría de los mercados duales. Esta perspectiva teórica hace foco en las estructuras de oportunidad laboral de destino, las cuales, mediante la segmentación del mercado laboral, tiene trabajos en el sector secundario de la industria rechazado por los nativos que se insertan en el sector primario. En este sentido, identifica una serie de factores comunes entre los inmigrantes y los relaciona con la estructura económica e industrial de los países de destino. Bajo la misma línea general, Portes desarrolla el concepto de enclave económico que sostiene que los inmigrantes se insertan en ciertos ámbitos laborales dependiendo de su origen (Piore, 1986). Por ejemplo, en Estados Unidos los inmigrantes mexicanos se insertan en el sector secundario del mercado laboral con menores sueldos que los nativos, mientras que los cubanos se insertan

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

17

*Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011*

Bengochea

en su propia red comercial desarrollada por las primeras generaciones de inmigrantes (Piore, 1986). Alarcón y Ramírez-García (2011) evidencian esto entre la población inmigrante en la ciudad de Los Ángeles: la inserción laboral de mexicanos y centroamericanos es en actividades poco calificadas y de baja remuneración, mientras que los inmigrantes europeos y asiáticos se insertan en trabajos calificados. Además, observan que el sector de los trabajadores nativos se caracteriza por mayor estabilidad e ingresos, mientras que el de los inmigrantes, por bajos salarios, precariedad laboral y poca calificación (Alarcón y Ramírez-García, 2011).

Por su parte, la conformación de los barrios urbanos tiene un rol importante en la reproducción de las desigualdades sociales, la exclusión social y la pobreza, en el entendido de que estos espacios poseen determinadas estructuras de oportunidades (Katzman y Retamoso, 2007; Katzman, 2001) y determinados accesos a servicios educativos y de salud (Arim, 2008), entre otros. Así, los barrios urbanos varían notablemente en cuanto a sus tasas de crimen, niveles de salud e ingresos. Existen dos corrientes epistémicas sobre cómo se producen estas asociaciones entre dichas dimensiones y la segregación residencial. Una que plantea que estas son atribuibles al contexto familiar e individual (Verbitsky Savitz y Raudenbush, 2009) y la otra que las entiende como consecuencia estructural de la urbanización que generó la estratificación social de los vecindarios (Sampson, 2008; Sampson, Raudenbush y Earls, 1997). Considerando esto es que en este trabajo el barrio de residencia se entiende como unidad geográfica de segregación residencial.

A su vez, los inmigrantes tienden a asentarse de un modo desigual en el territorio, lo que puede implicar dos situaciones diferentes en relación con el proceso de integración. Por un lado, puede afectar de modo negativo la integración de los inmigrantes debido a la exclusión social y económica de estas zonas e implicar una asimilación descendente (Logan, Zhang y Alba, 2002; Vono y Bayona, 2010). Por otro, llegar a una zona donde ya hay redes sociales de contención puede facilitar la integración socioeconómica de los inmigrantes e implicar una asimilación ascendente (Logan, Zhang y Alba, 2002; Vono y Bayona, 2010). La concentración de los inmigrantes en un área del territorio puede ser parte de una estrategia de movilización de redes migratorias que facilitarán la adaptación y el asentamiento de los inmigrantes en la sociedad receptora, lo que implica una ascendencia positiva y no únicamente una forma de concentración de pobreza (Arriagada, 2010).

Arriagada (2010) desarrolla un estudio comparativo sobre segregación residencial entre inmigrantes en Montreal y en Santiago de Chile. Plantea una tipología de seis categorías: comunidades aisladas, comunidades no aisladas, enclaves de asimilación, enclaves mixtos, enclaves de polarización y gueto. El resultado de su trabajo es un ejemplo consistente de cómo la política pública referente al asentamiento residencial de los inmigrantes impacta directamente en el tipo de integración social y económica de estos. Vono y Bayona (2010) estudian el proceso de asentamiento de los latinoamericanos en España y plantean que la profundización del estudio de la segregación territorial diferencia diversos procesos en la formación del asentamiento, que distinguen principalmente entre gueto y enclave étnico. El primero implica una segregación más fuerte y estructural, altos porcentajes de pobreza y desempleo y presencia de factores de discriminación hacia dicha población. Por su parte, el enclave étnico implica una menor concentración territorial, menores niveles de pobreza, mayores tasas de actividad, un tipo de cohesión interna y es un espacio de tránsito de los inmigrantes (Vono y Bayona, 2010).

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

18

*Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011*

Bengochea

Evidentemente, las características sociales y económicas de la zona de asentamiento repercuten directamente en el tipo de integración: los inmigrantes con menor capital social y económico seguramente lo hagan en los barrios más pobres y aquellos con mayor capital social y económico lo harán en barrios más ricos. Sin embargo, una mayor segregación residencial, entendida como concentración de inmigrantes en un barrio de residencia, puede proveerlos de redes que les permitan conseguir empleo en la sociedad receptora al momento de llegada. En este trabajo se indaga sobre el doble efecto de este fenómeno.

## La inmigración reciente en Uruguay

Con base en los datos del censo de población de 2011 en Uruguay, Koolhaas y Nathan (2013) encuentran un aumento sostenido del stock de retornantes en los últimos cinco años y un aumento de inmigrantes de orígenes latinoamericanos. En Uruguay, el peso que tiene la población inmigrante en el total de la población ha descendido significativamente tanto en su stock como en su peso relativo. En 1996 los inmigrantes representaban el 3% (92.378 personas) y en 2011 el 2,4% (77.003 personas) de la población total (Koolhaas y Nathan, 2013). Entre 1996 y 2011 los inmigrantes tradicionales (españoles e italianos) disminuyeron en su stock y el resto, incluidos los inmigrantes de países de la región sur, aumentaron su total. En 2011, la mayoría de provenían de Argentina (35%), Brasil (17%), España (16%) e Italia (7%), mientras que los inmigrantes provenientes de Paraguay, Perú y Chile representaban cada uno el 2% del total. Si se considera a los extranjeros por año de llegada, particularmente en los cinco años previos al censo, se observa un aumento en el número absoluto entre 1996 y 2011, aunque es importante señalar que hay un alto número de ignorados en el censo de 1996. En 2011 el total de inmigrantes recientes llegados en los cinco años previos al censo fue de 15.842 y en 1996 fue de 13.345<sup>2</sup> (Bengochea, 2014). Lo interesante al considerar el país de nacimiento es que el 50% de los inmigrantes peruanos, el 33% de los chilenos y el 27% de los paraguayos llegaron a Uruguay entre 2005 y 2011. Esto significa que, si bien en Uruguay el peso de los inmigrantes de orígenes tradicionales y fronterizos continúa siendo el de mayor importancia, se observa que los inmigrantes peruanos, chilenos y paraguayos han aumentado su cantidad en los últimos años.

Con el interés de ahondar en el conocimiento de estos tres grupos de inmigrantes, este trabajo se concentra en la probabilidad de estar ocupados de paraguayos, peruanos y chilenos que llegaron al país entre 2005 y 2011.

### ¿Cuál es el nivel de participación de los inmigrantes recientes en el mercado laboral?

Debido a la selectividad que presenta la migración hacia las edades activas y para controlar el efecto de las diferentes estructuras de edad de las poblaciones entre las tasas que se han comparado, se efectúa el cálculo para el grupo comprendido entre los 20 y los 39 años.<sup>3</sup>

A grandes rasgos, la tasa de desocupación (TD) más alta se presenta en los inmigrantes recientes chilenos —tanto varones como mujeres— y se sitúa por encima del valor de la población nativa y del valor del total de inmigrantes recientes. Por el contrario, los inmigrantes recientes varones paraguayos y las inmigrantes recientes peruanas tienen las tasas más bajas, tanto por debajo de la población nativa como del total de inmigrantes recientes.

2 El total no considera a los inmigrantes menores de cinco años de edad.

3 Se seleccionó este grupo de edad porque acumula un número de casos suficiente para realizar el cálculo de las tasas sin problemas de representatividad estadística.

Las tasas de empleo (TE) más altas las presentan los inmigrantes recientes peruanos — tanto varones como mujeres— y las más bajas las presentan los chilenos. La mayor tasa de actividad (TA) es la de la población nativa seguida por la de los inmigrantes recientes peruanos, que es inferior a la del total de inmigrantes recientes. Entre las mujeres, son las paraguayas las que tienen la mayor TA, seguidas por las peruanas y por las nativas, en igual medida. Entre los varones, son los inmigrantes recientes peruanos quienes tienen las TA más altas, seguidos por la población nativa.

Tabla 1  
Tasa de desocupación, de empleo y de actividad en población entre 20 y 39 años según país de nacimiento. Censo de 2011

	Tasa de desocupación (TD) (%)			Tasa de empleo (TE) (%)			Tasa de actividad (TA)		
	Varones	Mujeres	Total	Varones	Mujeres	Total	Varones	Mujeres	Total
Chile	5,9	13,8	9,7	85,1	58,5	70,3	90,4	67,8	77,8
Paraguay	1,6	10,5	7,4	87,1	69,9	75,5	88,6	78,1	81,5
Perú	2,9	7,0	5,0	91,4	70,6	79,6	94,1	75,9	83,8
Total inmigrantes recientes	4,7	12,7	8,5	84,7	57,1	69,5	89,0	65,4	76,0
Total población nativa	4,6	10,1	7,1	88,8	68,2	78,3	93,1	75,9	84,3

Fuente: procesamiento propio con base en datos censales del INE, 2011

Con la intención profundizar el análisis de los datos presentados, se los relaciona con el nivel educativo de los inmigrantes. Los inmigrantes recientes peruanos, seguidos por la población nativa, poseen las TE más altas. Por su parte, los inmigrantes recientes chilenos son el grupo que presenta la TE más baja. Asimismo, los inmigrantes chilenos poseen un nivel educativo superior al de los paraguayos y los peruanos (Bengochea, 2014). Considerando esto y entendiendo a la educación como dotación de capacidades para el desempeño en el mercado laboral, se plantea a modo de hipótesis que las mayores tasas de empleo de los inmigrantes recientes peruanos y paraguayos se deben al acceso a empleos de menor calidad y en el sector informal, mientras que las menores tasas de los inmigrantes recientes chilenos se deben a su nivel educativo superior, hecho que implica que aspiren a acceder a empleos más cualificados, y el retraso en su inserción laboral. Si bien esto no deja de ser una hipótesis, Diconca (2012) y De los Campos y Paulo (2001) evidencian cómo los inmigrantes paraguayos y peruanos tienen espacios concretos de trabajo en la actividad pesquera y en el servicio doméstico.

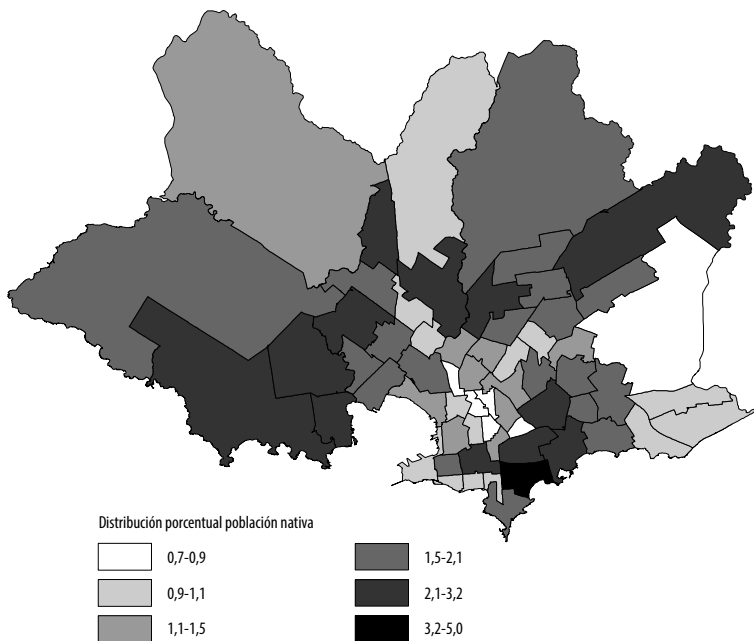
### ¿En qué barrios viven los inmigrantes recientes en Montevideo?

Montevideo comienza un proceso de segregación residencial a partir de la década del ochenta, que se evidencia por el aumento de la concentración de hogares pobres en barrios pobres, y se acompaña por una segmentación social y educativa, particularmente en lo relativo a la pérdida del carácter integrador de la escuela pública por causa de la creciente privatización de los centros educativos (Kaztman y Retamoso, 2007; Kaztman, 2001). El aumento de la segregación residencial montevideana en las últimas décadas del siglo xx provocó cambios en su configuración urbana (Arim, 2008). Dicho proceso de se profundizó durante la crisis económica que atravesó el país durante 1999 y 2002 (Arim, 2008; Veiga, 2005). Entre los efectos de la crisis se mencionan la distribución regional del ingreso y la precarización del mercado de trabajo y de las condiciones de vida (Veiga, 2005). En

este contexto, los barrios de Montevideo tienden a un aumento de las desigualdades entre zonas y a una homogeneidad dentro de ellas (Arim, 2008; Kartzman, 2001), lo que produce un tipo de «efecto región» o de retroalimentación de la pobreza (Arim, 2008).

Como se observa en los mapas 1 y 2, los patrones de asentamiento a lo largo de los barrios montevideanos de la población nativa y de los inmigrantes recientes difieren entre sí. Particularmente, los inmigrantes recientes se encuentran más concentrados en ciertos barrios de la zona costera de Montevideo. Asimismo, se observan en mayor proporción en Pocitos, luego en Punta Carretas y Carrasco, y en menor proporción en los barrios Ciudad Vieja, Centro, Cordón y en los barrios aledaños a estos. Por su parte, la población nativa se encuentra concentrada principalmente en Pocitos y luego en Casavalle, La Paloma, Tomkinson, Buceo, Unión y Cordón.

Mapa 1  
Distribución porcentual de la población nativa según barrios de residencia según Censo 2011



Fuente: procesamiento propio con base en datos censales del INE, 2011

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

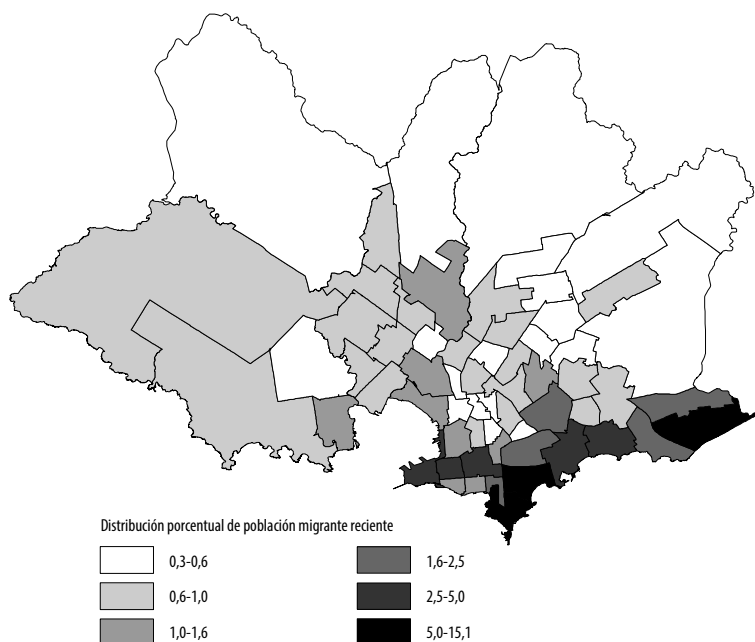
21

*Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011*

Bengochea

Mapa 2  
Distribución porcentual de inmigrantes recientes según barrio de residencia en Montevideo. Censo de 2011

RELAP  
Año 11  
Número 20  
Primer semestre  
Enero a junio de 2017  
pp. 15-36



Fuente: procesamiento propio con base en datos censales del INE, 2011

22

Segregación residencial y probabilidad de estar empleado entre inmigrantes recientes en Montevideo 2011

Bengochea

Tabla 2  
Cinco principales barrios de residencia de inmigrantes recientes paraguayos, chilenos y peruanos. Censo de 2011

	Paraguayos (%)	Chilenos (%)	Peruanos (%)		
Pocitos	20,5	Pocitos	17,0	Ciudad Vieja	24,5
Carrasco	9,9	Carrasco	10,3	Centro	12,1
Punta Carretas	6,2	Capurro, Bella Vista	7,6	Pocitos	8,9
Cordón	5,5	Cordón	4,5	Carrasco	8,2
Malvín	5,5	Carrasco Norte	4,5	Cordón	7,2
Resto	52,4	Resto	56,1	Resto	39,1
Total	100	Total	100	Total	100

Fuente: Procesamiento propio con base en datos censales del INE, 2011

Existen diferencias también del barrio de residencia entre el país de nacimiento de los inmigrantes (tabla 2). La principal estriba en el patrón de asentamiento de los inmigrantes peruanos, quienes se concentran mayoritariamente en la zona céntrica y portuaria de Montevideo (Ciudad Vieja y Centro), en relación con chilenos y paraguayos, que lo hacen en los barrios costeros Pocitos y Carrasco. Particularmente, uno de cada cuatro inmigrantes peruanos vive en la Ciudad Vieja y uno de cada ocho en el Centro, el 9% vive en Pocitos y el 8% en Carrasco. Los inmigrantes recientes paraguayos se concentran principalmente



en Pocitos (21%) y Carrasco (10%) y solo un 3% de ellos reside en la Ciudad Vieja. Por su parte, el 17% de los inmigrantes recientes chilenos vive en Pocitos y el 10% en Carrasco y el porcentaje de estos que reside en la Ciudad Vieja es de escaso peso porcentual.

Tabla 3  
Índice de disimilitud de Duncan. Total, de inmigrantes e inmigrantes recientes según su país de nacimiento

	Total inmigrantes	Inmigrantes recientes
Perú	0,466	0,551
Chile	0,323	0,491
Paraguay	0,269	0,448
Italia	0,195	0,446
Brasil	0,201	0,433
Argentina	0,158	0,363
Estados Unidos	0,306	0,285
España	0,231	0,214
Total inmigrantes	0,207	0,373

Fuente: procesamiento propio con base en datos censales del INE, 2011

Los valores del índice de disimilitud de Duncan (ID)<sup>4</sup> sugieren que existe segregación residencial según el país de nacimiento de los inmigrantes (tabla 3). Sugieren además que la segregación residencial es mayor entre los inmigrantes recientes que entre el stock, lo que puede indicar que al momento de llegada los inmigrantes se asientan en enclaves específicos. El tiempo de residencia en el país de destino es clave para el análisis de la integración socioeconómica, por lo que es esperable que los inmigrantes recientes tengan un ID mayor. Asimismo, los valores del ID muestran que los inmigrantes provenientes de la región sur —recientes y del stock—, son quienes experimentan mayor segregación residencial. Los inmigrantes peruanos son quienes tienen el ID más alto y la menor brecha entre ID del total y de los recientes. En este sentido, el 47% del total de inmigrantes peruanos debería mudarse de barrio para alcanzar la igualdad residencial, mientras que entre los inmigrantes peruanos recientes el porcentaje asciende a 55%. En segundo lugar, se posicionan los inmigrantes chilenos, que tienen un ID de 0,323 para el total de su población y un ID de 0,491 entre los recientes. En tercer lugar, están los inmigrantes paraguayos al considerar el valor del ID de los recientes (0,448). En este sentido, un 45% de la población de inmigrantes paraguayos recientes y el 49% de los inmigrantes recientes chilenos deberían cambiar de barrio de residencia para obtener la igualdad de distribución en el territorio.

4 El índice de disimilitud de Duncan mide si la distribución de un grupo minoritario es igualitaria o no en el territorio: si el grupo no está repartido de forma igualitaria, se encuentra territorialmente segregado (Martori y Hoberg, 2004). El ID toma valores entre cero y uno: cuando es igual a cero indica mínima segregación residencial y cuando toma el valor de uno indica máxima segregación residencial. Si se lo interpreta como porcentaje, implica el porcentaje de individuos del grupo de referencia que deberían cambiar de barrio de residencia para obtener una igualdad en el territorio (Martori y Hoberg, 2004):

$$I_D = (1/2) \sum_{i=1}^n |(X_i/Y) - (X/Y)|$$

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer semestre

Enero a junio de 2017

pp. 15-36

23

Segregación residencial y probabilidad de estar empleado entre inmigrantes recientes en Montevideo 2011

Bengochea

Bengochea (2014) encuentra que los inmigrantes recientes que residen en la Ciudad Vieja (62%) y Casavalle (60%) son quienes presentan un mayor porcentaje de población con al menos una necesidad básica insatisfecha (NBI). En el extremo opuesto, los inmigrantes que viven en Carrasco (3%) representan la población con menor porcentaje de NBI y la brecha de NBI entre los inmigrantes recientes que residen en Carrasco y Ciudad Vieja es de 59 puntos porcentuales. El caso de la Ciudad Vieja es paradigmático, ya que seis de cada diez inmigrantes recientes que allí residen poseen al menos una NBI (Bengochea, 2014).

En las tablas 4, 5 y 6 se presentan los cinco principales barrios de residencia de los inmigrantes peruanos, chilenos y paraguayos y la incidencia de la pobreza, medida como el porcentaje de hogares pobres en cada barrio (MIDES, s/f).

Tabla 4

Cinco principales barrios de residencia de inmigrantes recientes paraguayos e incidencia de la pobreza. Censo de 2011

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

24

		Porcentaje del total residiendo en el barrio	Porcentaje de hogares pobres
1	Pocitos	20,5	1
2	Carrasco	9,9	1
3	Punta Carretas	6,2	1
4	Cordón	5,5	5
5	Malvín	5,5	2

Fuente: procesamiento propio con base en datos censales del INE, 2011 e información disponible en MIDES (s/f)

Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011

Bengochea

Tabla 5

Cinco principales barrios de residencia de inmigrantes recientes chilenos e incidencia de la pobreza. Censo de 2011

		Porcentaje del total residiendo en el barrio	Porcentaje de hogares pobres
1	Pocitos	17,0	1
2	Carrasco	10,3	1
3	Capurro, Bella Vista	7,6	7
4	Cordón	4,5	5
5	Carrasco Norte	4,5	9

Fuente: procesamiento propio con base en datos censales del INE, 2011 e información disponible en MIDES (s/f)

El resultado muestra que, en ninguno de los casos, los cinco principales barrios de residencia corresponden a los barrios que acumulan el mayor porcentaje de hogares pobres en Montevideo (más de 34%) (MIDES, s/f). Sin embargo, los resultados son diferentes entre los inmigrantes recientes peruanos, quienes viven en su mayor proporción en la Ciudad Vieja, barrio en el cual el 11% de los hogares son pobres. Los valores del ID, analizados en relación con las NBI, y la incidencia de pobreza en los principales barrios de residencia de los inmigrantes de la región sur muestran que los inmigrantes recientes peruanos son quienes

presentan las características de un tipo de asentamiento desfavorable. Estos datos también indican la existencia de un patrón de asentamiento diferente de los inmigrantes recientes según su país de nacimiento. Este patrón sugerido implica que los inmigrantes recientes peruanos se asientan en mayor proporción en la zona céntrica de la capital, principalmente en el barrio Ciudad Vieja, barrio que acumula un mayor porcentaje de hogares pobres en relación con el resto de los barrios de asentamiento de los inmigrantes recientes. Son además quienes tienen mayor incidencia de población con al menos una NBI, principalmente en aquellas dimensiones referidas a la vivienda (Bengochea, 2014). En este sentido, el patrón de asentamiento de los inmigrantes recientes peruanos podría estar denotando un proceso de integración del orden de lo denominado descendente (Kaztman, 2001) bajo el entendido de que la segregación residencial opera como un mecanismo de retroalimentación de la pobreza, que Arim (2008) identifica como trampa de la pobreza, la cual también se expresa en el mercado de trabajo en las diferentes zonas de Montevideo.

Tabla 6  
Cinco principales barrios de residencia de inmigrantes recientes peruanos e incidencia de la pobreza. Censo de 2011

		Porcentaje del total residiendo en el barrio	Porcentaje de hogares pobres
1	Ciudad Vieja	24,5	11
2	Centro	12,1	2
3	Pocitos	8,9	1
4	Carrasco	8,2	1
5	Cordón	7,2	5

Fuente: procesamiento propio con base en datos censales del INE, 2011 e información disponible en MIDES (s/f)

## Métodos

### Preguntas de investigación

Con la intención de dilucidar si el barrio de residencia entre los inmigrantes recientes opera, en tanto unidad geográfica de segregación, como espacio de oportunidad laboral o, por el contrario, como espacio que constriñe las oportunidades laborales, este trabajo se propone contestar las siguientes preguntas: ¿El grado de concentración residencial de inmigrantes afecta la probabilidad de los inmigrantes recientes de estar ocupados?, ¿el país de nacimiento de los inmigrantes recientes afecta la probabilidad de estar ocupados? Y la pregunta general —ya planteada—: «¿Varía la probabilidad de los inmigrantes recientes de estar ocupados según el grado de concentración de inmigrantes del barrio de residencia y entre el país de nacimiento?».

### Justificación del método

La inserción laboral de los inmigrantes en el país receptor se debe tanto a características individuales como estructurales. Entre las individuales se encuentran el sexo, la edad, el

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

25

*Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011*

Bengochea

nivel educativo, el tiempo de residencia en el destino y el país de nacimiento de los inmigrantes, entre otras. Entre las características estructurales se encuentra el barrio de residencia en destino, el cual, como unidad geográfica y espacio social, posee determinadas características económicas, culturales y sociales. Si se considera esto, no se puede analizar al proceso de integración de los inmigrantes asociado únicamente a las características de los individuos, sino que debe tenerse en cuenta que el proceso de integración está también asociado a aspectos estructurales. En este sentido, se considera que el análisis multinivel de la probabilidad de estar ocupado entre los inmigrantes en Uruguay es el método más adecuado para poder estudiar en su conjunto el efecto de las características individuales y estructurales sobre la probabilidad de estar empleado.

### Datos: variables y fuente de información

En el cuadro 1 se presentan las variables independientes estimadas en los modelos y, a modo de hipótesis, el efecto esperado de estas sobre la variable dependiente.

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

26

Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011

Bengochea

Cuadro 1  
Variables independientes y efectos esperados

Variable	Hipótesis
Sexo	H1: Los hombres tienen mayores probabilidades de estar empleados que las mujeres
Edad	H2: A medida que aumenta la edad, la probabilidad de estar empleado aumenta, pero a una tasa negativa
Edad a la que migró	H3: El tiempo de residencia en el destino aumenta la probabilidad de estar empleado
Tipo de unión	H4: El hecho de estar en una unión de tipo mixto aumenta la probabilidad de estar empleado, debido a que este tipo de unión es reflejo de un mayor grado de integración en el país de destino
Nivel educativo	H5: El nivel educativo, entre los migrantes recientes, no tiene un efecto sobre la probabilidad de estar empleado, debido a que los migrantes tienen menor selectividad para escoger un trabajo que la población nativa y mayor dificultad para que se les homologueen sus credenciales educativas
País de nacimiento	H6: Existen diferencias en la probabilidad de estar empleado entre el país de nacimiento, debido a la segmentación de los mercados laborales en destino
Cociente de localización	H7: A mayor valor del cociente de localización del barrio de residencia, la probabilidad de estar empleado aumenta debido a que los inmigrantes cuentan con redes espacialmente segregadas

Para el análisis se utilizó el censo de población de Uruguay realizado en el año 2011. El universo de análisis de los modelos de regresión logística multinivel estimados está compuesto por el total de personas nacidas en un país diferente a Uruguay que declaró haber llegado al país entre 2005 y 2011 y que, al momento del censo, residía en la capital de país (Montevideo) y que tenía entre 15 y 64 años.<sup>5</sup>

De este modo, el universo consiste en 5.716 individuos (inmigrantes recientes) que residen en 62 barrios de Montevideo. La variable dependiente a estimar es la probabilidad de estar ocupado frente a no estarlo y las variables independientes son: Como variables de nivel 1: 1) sexo (1=mujer, 0=hombre); 2) edad (continua); 3) edad al migrar (continua); 4) nivel educativo alcanzado (sin educación y preescolar, primaria, secundaria y terciaria); 5) país de nacimiento del inmigrante (Perú, Chile, Paraguay y resto de países), y 6) tipo de unión

5 Se centró el análisis en estas edades debido a que son centrales para la actividad laboral. Si bien la edad puede ir desde los doce años sin un límite superior, tanto en el límite inferior como en el superior de las edades los casos eran pocos en relación con el grueso que representan en el tramo de edad seleccionado.

conyugal (endógama<sup>6</sup>, mixta<sup>7</sup>, nunca unido, separado, divorciado o viudo). Como variable de nivel 2 se introduce, como medida estructural que da cuenta de la concentración espacial de inmigrantes, el cociente de localización (CL) del *stock* de inmigrantes en los 62 barrios de Montevideo. Se compara la concentración de inmigrantes en cada barrio de Montevideo con la de inmigrantes promedio de toda la población. Para ello se divide el porcentaje de inmigrantes de cada uno de los 62 barrios de Montevideo entre el porcentaje de inmigrantes de todo Montevideo. El indicador da valores en el rango del cero a mayores de uno. Cuando el valor del CL es igual o superior a uno significa que existe una concentración más que proporcional de inmigrantes en los barrios y cuando es menor que uno indica que hay concentración menos que proporcional. Para una mejor interpretación del efecto del CL sobre la probabilidad de estar empleado, se lo transformó en una variable dicotómica, donde uno equivale a los valores mayores o iguales que uno y cero a los valores inferiores a uno.

En este caso de estudio los valores se ubicaron en el rango de 0,248 a 3,043 (tabla 7). En el rango inferior se ubica un barrio cuya concentración de inmigrantes es la cuarta parte del promedio de la ciudad de Montevideo mientras que el valor superior llega al triple de tal promedio. La expresión del indicador IC operacionalizado es la siguiente:

$$\text{Cociente Localización de Barrio } i = \frac{\% \text{ Inmigrantes Barrio } i}{\% \text{ Inmigrantes en Montevideo}}$$

Tabla 7  
Resumen de las variables utilizadas en las estimaciones de los modelos

Variable	Observaciones	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
Probabilidad de estar ocupado (1=ocupado, 0=no ocupado)	5,719	0,671	0,470	0	1
Sexo (1=hombre, 0 =mujer)	5,719	0,485	0,500	0	1
Edad (continua)	5,719	34,800	11,788	15	64
Edadz (continua)	5,719	1349,953	902,837	225	4096
Edad a la que migró (continua)	5,719	32,612	11,867	9	64
Sin educación o preescolar	5,719	0,006	0,079	0	1
Educación primaria	5,719	0,034	0,181	0	1
Educación secundaria	5,719	0,294	0,456	0	1
Educación terciaria	5,719	0,666	0,472	0	1
Nacidos en Chile	5,719	0,039	0,194	0	1
Nacidos en Paraguay	5,719	0,037	0,189	0	1
Nacidos en Perú	5,719	0,082	0,275	0	1
Nacidos en el resto de países	5,719	0,842	0,365	0	1
Unión endogámica	5,719	0,325	0,468	0	1
Unión mixta	5,719	0,272	0,445	0	1
Nunca unido	5,719	0,311	0,463	0	1
Separado, divorciado o viudo	5,719	0,092	0,289	0,000	1,000

6 Por *unión endógama* se entiende a la unión entre inmigrantes del mismo país.

7 Por *unión mixta* se entiende a la unión entre inmigrantes de diferente país.

Variable	Observaciones	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
Barrio de residencia	5,719	33,486	18,626	1	62
Cociente de localización	5,719	1,679	0,728	0,248	3,043
Cociente de localización (1=concentrado, 0=no concentrado)	5,719	0,842	0,365	0	1
Cociente de localización* Nacido en Perú	5,719	0,070	0,256	0	1
Cociente de localización* Nacido en Paraguay	5,719	0,030	0,169	0	1

Fuente: procesamiento propio con base en datos censales del INE, 2011

## Análisis

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

28

Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011

Bengochea

En la tabla 8 se presentan los modelos estimados hasta llegar al modelo final, cuya ecuación es la siguiente:

$\text{logit}(\text{Probabilidad de estar ocupado } ij) = \gamma_{00} + \gamma_{10}\text{Sexo } ij + \gamma_{01}\text{Edad } ij + \gamma_{20}\text{Edad al cuadrado } ij + \gamma_{02}\text{Edad a la que migró } ij + \gamma_{30}\text{Union mixta } ij + \gamma_{03}\text{Nunca unido } ij + \gamma_{40}\text{Separado, divorciado o viudo } ij + \gamma_{50}\text{Nivel educativo primaria } ij + \gamma_{05}\text{Nivel educativo secundaria } ij + \gamma_{60}\text{Nivel educativo terciaria } ij + \gamma_{70}\text{Paraguay } ij + \gamma_{07}\text{Perú } ij + \gamma_{80}\text{Chile } ij + \gamma_{11}\text{ CL Cociente de localización del barrio. } j + \gamma_{11}\text{ CL Cociente de localización del barrio. } j * \gamma_{07}\text{ Perú } ij + \gamma_{11}\text{ CL Cociente de localización del barrio. } j * \gamma_{70}\text{ Paraguay } ij + U_{1j}\text{ Perú } ij + U_{2j}\text{ Paraguay } ij + U_{0j} + e_{ij}$

Si bien los coeficientes de la tabla 8 se presentan como el logit de la regresión logística multinivel, en el análisis se los interpreta en términos de chances  $[(\exp(\beta x) - 1) * 100]$  de experimentar el evento.

Para comenzar se estimó el modelo vacío con el objetivo de analizar si las probabilidades de estar ocupados varían entre los barrios. El signo positivo del coeficiente indica que, en promedio, a través de los barrios, hay más chances de que los individuos estén ocupados de que no le estén. El logit de que los individuos estén ocupados para los efectos típicos promedio es de 0,617. La prueba de LR muestra que el modelo logístico multinivel tiene una mejor bondad de ajuste que un modelo logístico. Esto es evidencia del efecto de los barrios en el logit de estar empleados, por lo que se decide realizar modelo logístico multinivel.

Tabla 8  
Modelo multinivel logit de la probabilidad de estar ocupado (coeficiente logit)  
de inmigrantes recientes de 15 a 64 años, Montevideo, 2011

	Modelo vacío	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Sexo (1=hombre, 0=mujer)	1,355*** [0,0680]	1,398*** [0,0687]	1,400*** [0,0687]	1,409*** [0,0690]	1,409*** [0,0690]	
Edad (continua)	0,482*** [0,0254]	0,470*** [0,0256]	0,471*** [0,0256]	0,473*** [0,0257]	0,473*** [0,0257]	
Edad <sup>2</sup> (continua)	-0,00488*** [0,000229]	-0,00480*** [0,000230]	-0,00480*** [0,000230]	-0,00481*** [0,000231]	-0,00481*** [0,000231]	
Edad a la que migró (continua)	-0,0852*** [0,0173]	-0,0782*** [0,0174]	-0,0798*** [0,0174]	-0,0812*** [0,0175]	-0,0813*** [0,0175]	
Situación conyugal (Ref.: unión endogámica):						

	Modelo vacío	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Unión mixta (1=unión mixta, 0=resto)		0,398*** [0,0874]	0,432*** [0,0875]	0,464*** [0,0879]	0,473*** [0,0888]	0,472*** [0,0888]
Nunca unido (1=nunca unido, 0=resto)		0,607*** [0,0969]	0,574*** [0,0977]	0,573*** [0,0976]	0,580*** [0,0987]	0,576*** [0,0988]
Separado, divorciado o viudo (1=sep., div., viudo, 0=resto)		1,359*** [0,148]	1,316*** [0,148]	1,334*** [0,148]	1,329*** [0,149]	1,325*** [0,149]
<b>Nivel educativo alcanzado (Ref.: nunca asistió y preescolar):</b>						
Primaria (1=primaria, 0=resto)		0,410 [0,424]	0,341 [0,425]	0,399 [0,427]	0,385 [0,428]	0,380 [0,429]
Secundario (1=secundario, 0=resto)		0,308 [0,390]	0,295 [0,392]	0,325 [0,393]	0,313 [0,393]	0,312 [0,394]
Terciario (1=terciario, 0=resto)		0,530 [0,388]	0,626 [0,389]	0,611 [0,390]	0,621 [0,390]	0,621 [0,391]
<b>País de nacimiento (Ref.: resto inmigrantes):</b>						
Chile (1=chileno, 0=resto)			0,148 [0,167]	0,132 [0,167]	0,135 [0,167]	0,136 [0,167]
Paraguay (1=paraguayo, 0=resto)			0,703*** [0,177]	0,703*** [0,177]	0,643*** [0,222]	0,631 [0,417]
Perú (1=peruano, 0=resto)			1,028*** [0,140]	1,016*** [0,139]	0,789*** [0,197]	0,524 [0,340]
Cociente de localización (1=concentración más que proporcional, 0=sin concentración)				0,329*** [0,108]	0,297*** [0,108]	0,280** [0,111]
Cociente de localización* Perú						0,391 [0,411]
Cociente de localización* Paraguay						0,0547 [0,496]
Constante $\beta_0$	0,617*** [0,0537]	-8,125*** [0,541]	-8,188*** [0,544]	-8,416*** [0,551]	-8,425*** [0,553]	-8,401*** [0,555]
<b>Componentes de la varianza:</b>						
Var (_cons)	0,0720**	0,0790**	0,0542**	0,0390**	0,0349**	0,0346**
Var (peruanos)					0,3572**	0,2747**
Var (paraguayos)					0,4206**	0,4076**
Cov (peruanos, paraguayos)					0,3812	0,3299
Cov (peruanos, _cons)					-0,0004	-0,0034
Cov (paraguayos, _cons)					-0,0224	-0,0238
Correlación intra clase (rho1)	2,1%	2,3%	1,6%	1,2%		
LR test vs. linear model:	0,000	0,000	0,000	0,003	0,001	0,004
Deviance		6021,09	5949,32	5940,47	5932,50	5931,64
AIC		6045,09	5979,32	5972,5	5974,5	5977,6
Observaciones	5719	5719	5719	5719	5719	5,719
Número de grupos	62	62	62	62	62	62

Fuente: procesamiento propio con base en datos censales del INE, 2011  
Errores estándar entre corchetes; \*\*\* p < 0,01; \*\* p < 0,05; \* p < 0,1

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer semestre

Enero a junio de 2017

pp. 15-36

29

Segregación residencial y probabilidad de estar empleado entre inmigrantes recientes en Montevideo 2011

Bengochea

En el modelo 1 se agregaron las siguientes variables de nivel 1: sexo, edad, edad al cuadrado, nivel educativo y situación conyugal. Los resultados indican que el hecho de ser hombre en relación con ser mujer aumenta las chances de estar empleado frente a estar no estar empleado, manteniendo constante el resto de las variables. El efecto de la edad es también significativo y positivo e indica que por cada aumento en un año de edad las chances de estar ocupado frente a no estar ocupado aumentan, si se mantiene constante el resto de las variables. Sin embargo, el signo negativo del término cuadrático de la edad indica que el efecto es positivo, pero a una tasa negativa, es decir, después de cierto punto de inflexión el efecto positivo de la edad sobre la probabilidad de estar empleado comienza a disminuir. La edad a la que la persona migró tiene un efecto significativo y negativo, lo que significa que por cada año adicional de la edad a la que se migró las chances de estar ocupado se reducen, si se mantiene constante el resto de las variables. Las variables que dan cuenta de la situación conyugal son positivas y significativas. En este sentido, el hecho de estar en unión mixta, no estar unido o estar separado, divorciado o ser viudo, en relación con estar en una relación endógama, aumenta las chances de estar ocupado en relación con no estarlo, si se mantiene constante el resto de las variables. Por su parte, las variables referentes al nivel educativo del inmigrante no son significativas en el modelo estimado. Por último, es importante señalar que, como se puede observar en la tabla 5, continúa habiendo variabilidad no explicada en las chances de estar ocupado una vez que se ha controlado por variables de nivel 1.

Se estima el modelo 2 donde se introducen como variables de nivel 1 el país de nacimiento de los inmigrantes recientes, con el objetivo de contestar la pregunta de trabajo «¿El país de nacimiento de los inmigrantes recientes afecta la probabilidad de estar ocupados?». Los resultados del modelo estimado muestran que sí y el LR test en relación con el modelo 1 muestra que lo que se pierde en parsimonia se gana en bondad de ajuste. Manteniendo el efecto de las demás variables constantes, el hecho de ser peruano frente a ser inmigrante proveniente del resto de los países aumenta en promedio 179,4 veces las chances de estar ocupado frente a no estarlo. Por su parte, el hecho de ser paraguayo aumenta en promedio 102 veces las chances de estar ocupado frente a no estarlo en relación con el resto de los inmigrantes y si se mantiene constante el resto de las variables. En el modelo estimado no hay evidencia estadísticamente significativa como para afirmar que el hecho de haber nacido en Chile en relación con haber nacido en el resto de los países afecte la probabilidad de estar ocupado frente a no estarlo.

En el modelo 3 se agrega el cociente de localización de los inmigrantes en los barrios como variable de nivel 2 con el objetivo de contestar la pregunta «¿El grado de concentración residencial de inmigrantes afecta la probabilidad de los inmigrantes recientes de estar ocupados?». Dado que el coeficiente de localización es significativo y positivo, la respuesta es que sí. De este modo, el hecho de residir en un barrio con concentración más que proporcional de inmigrantes aumenta las chances de estar ocupado frente a no estarlo, según el modelo estimado, donde el resto de las variables se mantiene constante. Por su parte, el LR test estimado en relación con el modelo 2 rechaza  $H_0$ , es decir que lo que se pierde en parsimonia por haber introducido la variable de nivel 2 se gana en bondad de ajuste.

El proceso realizado desde el modelo nulo al modelo 3 muestra que este tiene las variables indicadas para contrastar las hipótesis de trabajo.



En el modelo 4 se da respuesta a la pregunta de si el origen de los inmigrantes recientes tiene un efecto diferenciado sobre la probabilidad de estar ocupado, dependiendo del barrio de residencia. El modelo 4, de pendientes aleatorias, permite justamente variar la pendiente asociada al país de nacimiento para peruanos y paraguayos. Esta decisión se base en tres aspectos. El primero, que tanto en el modelo 2 como en el 3 no hay evidencia estadística como para afirmar que el hecho de haber nacido en Chile afecte la probabilidad de estar ocupado. El segundo implica una decisión teórica, dado que se quiere ver el efecto para estos dos grupos en particular debido al análisis descriptivo presentado, donde se muestra que los inmigrantes recientes peruanos y paraguayos presentan mayor segregación residencial según el ID. Tercero, el modelo estimado muestra un valor de AIC<sup>8</sup> levemente mayor en relación con el modelo 3 de pendientes fijas, pero un valor de *deviance* menor.

En el modelo 4 estimado se mantienen el signo y la significatividad de los coeficientes estimados en los modelos previos y los resultados indican lo siguiente: el coeficiente de sexo es positivo y significativo, lo que significa que el hecho de ser hombre frente a ser mujer aumenta en promedio 309,2 veces las chances de estar ocupado frente a no estarlo y que se mantiene constante el resto de las variables. El coeficiente de edad es positivo y significativo e indica que por cada año de edad ganado las chances de los inmigrantes recientes de estar ocupados frente a no estarlo aumentan en promedio 60,5 veces, y que se mantiene constante el resto de las variables. Sin embargo, el término cuadrático de la edad es significativo y negativo, lo que indica que luego de cierta edad el efecto de esta sobre la probabilidad de estar ocupado disminuye. Los coeficientes asociados a la situación conyugal son significativos y positivos. Particularmente, estar en una unión mixta frente a una unión endógama aumenta en promedio 60,5 veces las chances de estar ocupado frente a no estarlo, si se mantiene constante el resto de las variables. Por su parte, el hecho de nunca haber estado unido aumenta en promedio 78,6 veces las chances de estar ocupado frente a no estarlo, en relación con los que están en una unión endógama y mantiene constante el resto de las variables. El hecho de ser separado, viudo o divorciado frente a estar en una unión endógama aumenta en promedio 36,7 veces las chances de estar ocupado en relación con no estarlo, y se mantiene constante el resto de las variables. Los coeficientes de haber nacido en Perú y Paraguay son positivos y significativos. Por su parte, el coeficiente de haber nacido en Chile no presenta en el modelo estimado evidencia estadística de afectar la probabilidad de estar ocupado. Concretamente, el efecto de ser inmigrante reciente paraguayos frente a ser inmigrante del resto de países aumenta en promedio 90,2 veces las chances de estar ocupado en relación con no estarlo, mientras que el resto de las variables se mantiene constante. Por su parte, el hecho de ser inmigrante reciente peruano frente a serlo del resto de los países aumenta en promedio 120,1 veces las chances de estar ocupado en relación con no estarlo y mantiene constante el resto de las variables. El coeficiente del CL de los inmigrantes recientes en los barrios de Montevideo es significativo y positivo. Esto indica que el hecho de residir en un barrio con concentración más que proporcional de inmigrantes en relación con pertenecer a un barrio con concentración proporcional de inmigrantes aumenta en promedio 34,63 veces las chances de estar ocupado frente a no estarlo, mientras que el resto de las variables se mantiene constante. Por su parte, los coeficientes referentes al nivel educativo de los inmigrantes recientes no resultaron significativos, por lo que el modelo estimado no muestra asociación entre el nivel

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

31

*Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011*

Bengochea

8 Criterio de Información de Akaike.

educativo de los inmigrantes recientes y su probabilidad de estar empleados. Dado que la varianza del término aleatorio de peruanos y paraguayos es significativa, se confirma la siguiente hipótesis: el país de nacimiento tiene un efecto diferenciado sobre la probabilidad de estar ocupado, dependiendo del barrio de residencia o, dicho de otro modo, el hecho de ser peruano o paraguayo frente a la probabilidad de estar ocupado no es el mismo en los diferentes barrios.

Por último, con el interés de analizar si el efecto hallado en el modelo 4 está vinculado con el nivel de concentración residencial de inmigrantes en el barrio se estima el modelo 5 para dar respuesta a la pregunta general del trabajo: «¿Varía la probabilidad de los inmigrantes recientes de estar ocupados según el grado de concentración de inmigrantes del barrio de residencia y entre el país de nacimiento?».

Mediante un modelo con interacciones transnivel se analiza si el efecto diferenciado del origen de los migrantes sobre la probabilidad de estar ocupados dependiendo del barrio de residencia se encuentra vinculado o no con el grado de concentración residencial de inmigrantes. En el modelo 5 estimado las interacciones transnivel no son significativas, por lo que no hay evidencia estadística para afirmar la hipótesis de partida. Lo que se pierde, incluso, en parsimonia por el hecho de haber introducido dos términos más al modelo no tiene una retribución en su bondad de ajuste. Esto quiere decir que el hecho de ser peruano o paraguayo frente a la probabilidad de estar ocupado dependiendo del barrio de residencia es el mismo entre los diferentes grados de segregación residencial.

## Discusión

Se plantearon tres preguntas que guiaron este trabajo. Las dos primeras fueron: «¿El grado de concentración residencial de inmigrantes afecta la probabilidad de los inmigrantes recientes de estar ocupados?» y «¿El país de nacimiento de los inmigrantes recientes afecta la probabilidad de estar ocupados?», y la pregunta general fue «¿Varía la probabilidad de los inmigrantes recientes de estar ocupados según el grado de concentración de inmigrantes del barrio de residencia y entre el país de nacimiento?».

Los análisis descriptivos presentados en este trabajo evidencian una situación de concentración residencial entre los inmigrantes recientes peruanos y paraguayos, en la que es más fuerte el efecto entre los peruanos. La pregunta sobre si el barrio de residencia opera como estructura de oportunidad laboral o como estructura que constriñe fue contestada mediante la estimación de modelos de regresión logística multinivel. Dicho modelo permitió analizar en su conjunto las características individuales y estructurales que operan frente a la probabilidad de estar ocupado frente a no estarlo entre los inmigrantes recientes. Los resultados del modelo 4 estimado permiten plantear las siguientes respuestas para el fenómeno estudiado.

*El efecto del sexo, la edad, la edad a la migración y el tipo de unión (H1, H2, H3 y H4):* el efecto de ser hombre, del aumento de un año en la edad, de haber migrado a edades más tempranas y de estar en un tipo de unión mixta, nunca unido, separado, viudo o divorciado, sobre la probabilidad de estar ocupado es positivo y significativo, es decir, aumenta las chances de estar ocupado frente a no estarlo.

*El efecto del nivel educativo (H5):* el efecto no significativo del nivel educativo sobre la probabilidad de estar ocupado entre los migrantes recientes puede deberse a la menor selectividad de los inmigrantes recientes para escoger un trabajo en los primeros años de

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

32

*Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011*

Bengochea

residencia o a una mayor dificultad para que se les homologuen en destino sus credenciales educativas.

*El efecto del país de nacimiento* (H6): el país de nacimiento afecta la probabilidad de estar ocupados. El hecho de ser inmigrante reciente paraguayo aumenta en promedio 90,2 veces las chances de estar ocupado frente a no estarlo y el hecho de ser inmigrante reciente peruano las aumenta en promedio 120,1 veces, ambos casos en relación con el resto de inmigrantes. Por su parte, las varianzas del término aleatorio de peruanos y paraguayos son significativas, hecho que implica que el efecto de ser peruano o paraguayo sobre la probabilidad de estar ocupado varía entre los diferentes barrios.

*El efecto del grado de segregación espacial* (H7): el grado de concentración residencial de inmigrantes afecta la probabilidad de los inmigrantes recientes de estar ocupados. Se calculó el coeficiente de localización como medida de concentración espacial y se observó que el hecho de residir en un barrio con concentración más que proporcional de inmigrantes aumenta en promedio 34,63 veces las chances de estar ocupado frente a no estarlo.

Dicho esto, es importante explicitar que los resultados alcanzados en el modelo 5 no presentan evidencia estadística para contestar afirmativamente la pregunta central. Si bien se evidencia un efecto diferenciado del origen de los migrantes sobre la probabilidad de estar ocupados dependiendo del barrio de residencia, el último modelo estimado no muestra evidencia estadística de que dicho efecto esté asociado al nivel de concentración residencial de inmigrantes del barrio. Es decir, el efecto de ser peruano o paraguayo sobre la probabilidad de estar ocupado no varía entre los diferentes grados de concentración residencial.

El análisis realizado muestra que para los inmigrantes recientes en Montevideo la integración al mercado laboral está asociada tanto a atributos individuales como a atributos estructurales, según los modelos estimados. El efecto del barrio de residencia y su nivel del cociente de localización operan como oportunidad laboral, dado que el hecho de vivir en un barrio con concentración más que proporcional de inmigrantes aumenta las chances de estos de estar ocupados. El efecto del país de nacimiento sobre la probabilidad de estar ocupado es más fuerte para el caso de los peruanos, quienes además se encuentran más segregados en el territorio y están más afectados por el número de NBI. Además, el efecto de ser peruano o paraguayo sobre la probabilidad de estar ocupado no es el mismo entre los diferentes barrios, aunque sí tiene el mismo efecto sobre los diferentes grados de concentración residencial de inmigrantes. Sin embargo, debido a las características de los propios barrios en los que residen y al grado de NBI que enfrentan estos grupos, se estaría frente a un tipo de segregación residencial descendente, aspecto que, lejos de promover la integración social de inmigrantes, reproduce la segregación espacial y las consecuencias que esto apareja tanto para nativos como para inmigrantes.

Los resultados expuestos abren nuevas dimensiones de investigación a futuro. Se considera importante analizar no solo la probabilidad de acceder al trabajo, sino también su calidad. Si se consideran la rama y categoría de las ocupaciones de los inmigrantes recientes, nuevas variables podrían tener un rol explicativo, como el nivel educativo y el sexo. Particularmente, dada la inserción específica de las mujeres migrantes en el servicio doméstico y de los varones en la pesca —evidenciada por Diconca (2012)—, surge el interés de indagar el efecto del sexo, el país de nacimiento, el tipo de ocupación, el barrio de residencia y su grado de concentración residencial de inmigrantes sobre la calidad del trabajo.

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

33

*Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011*

Bengochea

## Referencias bibliográficas

- ALARCÓN, R. y RAMÍREZ-GARCÍA, T. (2011), «Integración económica de los inmigrantes mexicanos en la Zona Metropolitana de Los Ángeles», en *Papeles de población*, vol. 17, n.º 69, pp. 73-103, en <[http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1405-74252011000300004](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-74252011000300004)>, acceso: 11/7/2017.
- ARIM, R. (2008), «Crisis económica, segregación residencial y exclusión social: el caso de Montevideo», en: ZICCARDI, A. (coord.), *Procesos de urbanización de la pobreza y nuevas formas de exclusión social: Los retos de las políticas sociales de las ciudades latinoamericanas del siglo XXI*. Bogotá: Clacso.
- ARRIAGADA LUCO, C. (2010), «Segregación residencial según dos modelos de urbanización y bienestar: estudio comparado de las áreas metropolitanas del Gran Santiago, Toronto y Vancouver», en *Notas de Población*, n.º 91, en <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/12877>>, acceso: 11/7/2017.
- BENGOCHEA, J. (2014), *Inmigración reciente en Uruguay: 2005-2011*, Serie Tesis de Maestría del Programa de Población, Montevideo: Universidad de la República, en: <<http://cienciasociales.edu.uy/unidadmultidisciplinaria/tesis-del-programa-de-poblacion/>>, acceso: 11/7/2017.
- CERRUTTI, M. (2009), *Diagnóstico de la población de inmigrantes en la Argentina*, Serie de documentos de la Dirección Nacional de Población, Buenos Aires: Secretaria del Interior, Ministerio del Interior-OIM, en <[http://www.mininterior.gov.ar/poblacion/pdf/Diagnostico\\_de\\_las\\_poblaciones\\_de\\_inmigrantes\\_en\\_Argentina.pdf](http://www.mininterior.gov.ar/poblacion/pdf/Diagnostico_de_las_poblaciones_de_inmigrantes_en_Argentina.pdf)>, acceso: 11/7/2017.
- DE LOS CAMPOS, H. y PAULO, L. (2001), *La migración andina en Uruguay*, Estudio realizado por la Facultad de Ciencias Sociales con el apoyo de la OIM [inédito].
- DICONCA, B. (2012), *Caracterización de las nuevas corrientes migratorias en Uruguay. Migrantes y retornados: acceso a derechos económicos sociales y culturales*, Montevideo: MIDES-OIM, en <[http://eva.fhuce.edu.uy/pluginfile.php/40696/mod\\_resource/content/0/libromigrantes\\_versionweb\\_hb\\_1.pdf](http://eva.fhuce.edu.uy/pluginfile.php/40696/mod_resource/content/0/libromigrantes_versionweb_hb_1.pdf)>, acceso: 11/7/2017.
- GANS, H. J. (1997), «Toward a reconciliation of “Assimilation” and “Pluralism”: The interplay of acculturation and ethnic retention», en *International Migration Review*, vol. 31, n.º 4, invierno, Special Issue: Immigrant adaptation and Native-Borne Responses in the Making of Americans, pp. 875-892, en <[http://www.jstor.org/stable/2547417?seq=1#page\\_scan\\_tab\\_contents](http://www.jstor.org/stable/2547417?seq=1#page_scan_tab_contents)>, acceso: 11/7/2017.
- KAZTMAN, R. (2001), «Seducidos y abandonados: el aislamiento social de los pobres urbanos», en *Revista de la CEPAL*, n.º 75, pp. 171-189, diciembre, en <<http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/10782/075171189.pdf?sequence=1>>, acceso: 11/7/2017.
- y RETAMOSO, A. (2007), «Efectos de la segregación urbana sobre la educación», en *Revista de la CEPAL*, n.º 91, pp. 133-152, abril, en <[http://biblioteca.hegoa.ehu.es/system/ebooks/16404/original/Efectos\\_de\\_la\\_segregacion\\_urbana\\_sobre\\_la\\_Educacion.pdf](http://biblioteca.hegoa.ehu.es/system/ebooks/16404/original/Efectos_de_la_segregacion_urbana_sobre_la_Educacion.pdf)>, acceso: 11/7/2017.
- KOOLHAAS, M. y NATHAN, M. (2013), *Inmigrantes internacionales y retornados en Uruguay. Magnitud y características, Informe de resultados de población 2011*. Montevideo: UNFPA-INE-OIM, en <[http://www.unfpa.org.uy/userfiles/publications/82\\_file1.pdf](http://www.unfpa.org.uy/userfiles/publications/82_file1.pdf)>, acceso: 11/7/2017.
- LOGAN, J. R.; ZHANG, W. y ALBA, R. D. (2002), «Immigrant Enclaves and Ethnic Communities in New York and Los Angeles», en *American Sociological Review*, vol. 67, n.º 2, pp. 299-322, abril, en <[http://www.jstor.org/stable/3088897?seq=1#page\\_scan\\_tab\\_contents](http://www.jstor.org/stable/3088897?seq=1#page_scan_tab_contents)>, acceso: 11/7/2017.

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

34

Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011

Bengochea

- MARTORI, J. y HOBERG, K. (2004), «Indicadores cuantitativos de segregación residencial el caso de la población inmigrante en Barcelona», en *Revista Electrónica de Geografía y Ciencias Sociales*, vol. VIII, n.º 169, en <<http://dspace.uvic.cat/handle/10854/2398>>, acceso: 11/7/2017.
- MASSEY, D. S.; ARANGO, J.; GRAEME, H.; KOUAOUCCI, A.; PELLEGRINO, A. y TAYLOR, E. J. (1993), «Theories of international migration a review and appraisal», en *Population and Development Review*, vol. 19 n.º 3, pp. 431-466, en: <[http://www.jstor.org/stable/2938462?seq=1#page\\_scan\\_tab\\_contents](http://www.jstor.org/stable/2938462?seq=1#page_scan_tab_contents)>, acceso: 11/7/2017.
- MIDES [MINISTERIO DE DESARROLLO SOCIAL] (s/f), *Caracterización socioeconómica para unidades geográficas pequeñas. Unidad de Seguimientos de Programas*, Montevideo: DINEM, MIDES.
- NIESSEN, J. y SCHIBEL, Y. (2004), *Manual sobre la integración para responsables de la formulación de políticas y profesionales*, s/c: Comisión Europea (Dirección General de Justicia, Libertad y Seguridad)-Migration Policy Group (MPG), en <<https://ec.europa.eu/migrant-integration/index.cfm?action=media.download&uuid=29BAA2FC-EC4C-52F7-0E8FDA6276388C03>>, acceso: 17/7/2017
- PIORE, M. J. (1979), *Birds of passage: Migrant labor and industrial societies*, Nueva York: Cambridge University.
- (1986), «From Foreign Workers to Settlers? Transnational Migration and the Emergence of New Minorities», en *The Annals of the American Academy of Political and Social Sciences*, vol. 485, pp. 23-33.
- SAMPSON, R. J. (2008), «Moving to Inequality: Neighborhood Effects and Experiments Meet Social Structure», en *American Journal of Sociology*, vol. 114, n.º 1, pp. 189-231.
- RAUDENBUSH, S. W. y EARLS, F. (1997), «Neighborhoods and Violent Crime: A Multilevel Study of collective Efficacy», en *Science*, vol. 77 (5328), pp. 918-924. doi: 10.1126/science.277.5328.918.
- VEIGA, D. (2005), *Desigualdad y exclusión social: estudio de caso del Gran Montevideo*, Presentado a la Reunión Anual de Investigadores del Departamento de Sociología, Montevideo: FCS, Universidad de la República, en <<http://cienciassociales.edu.uy/wp-content/uploads/sites/3/2013/archivos/LasBrujas4-Veiga.pdf>>, acceso: 11/7/2017.
- VERBITSKY SAVITZ, N. y RAUDENBUSH, S. W. (2009), «Exploiting spatial dependence to improve measurement of neighborhood social processes», en *Sociological Methodology*, vol. 1 39 (1), pp. 151-183, en <<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-9531.2009.01221.x/full>>, acceso: 11/7/2017.
- VONO, D. y BAYONA, J. (2010), «El asentamiento residencial de los latinoamericanos en las principales ciudades españolas (2001-2009)», en *Notas de Población*, n.º 91, pp. 129-159, en <<http://repositorio.cepal.org/handle/11362/12875>>, acceso: 11/7/2017.

RELAP

Año 11  
Número 20

Primer  
semestre

Enero  
a junio  
de 2017

pp. 15-36

35

Segregación  
residencial y  
probabilidad  
de estar  
empleado  
entre  
inmigrantes  
recientes en  
Montevideo  
2011

Bengochea

