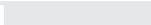


Índice

Presentación	7
Cincuentenario de la revista <i>Notas de Población</i>: palabras desde América Latina en homenaje a Carmen Miró, su fundadora	11
El CELADE-División de Población de la CEPAL y los 50 años de <i>Notas de Población</i>	13
<i>Jorge Martínez Pizarro y Jorge Dehays Rocha (Editores)</i>	
Carmen Miró, hacedora de la demografía crítica latinoamericana	15
<i>Dídimo Castillo Fernández</i>	
Carmen Miró, constructora de espacios para la generación de conocimiento y la formación en demografía: su labor en El Colegio de México	18
<i>Silvia E. Giorguli</i>	
Pequeño homenaje a Carmen Miró, la más grande demógrafa de América Latina	22
<i>Laura Rodríguez Wong</i>	
La ampliación de la brecha socioeconómica entre los hogares monoparentales y biparentales en el Uruguay (1986-2018)	27
<i>Wanda Cabella, Mariana Fernández Soto y Gabriela Pedetti</i>	
El efecto del denominado “sesgo del salmón” en la migración de retorno, ¿depende del contexto? Datos sobre los migrantes colombianos en los Estados Unidos y España, 2008-2015	53
<i>Henrique Miranda Figueiredo, Gisela P. Zapata y Gilvan Ramalho Guedes</i>	
La reinserción laboral de personas retornadas de España en el Uruguay, 2012-2017	77
<i>Martín Koolhaas</i>	
Transiciones del curso de vida y migración interna en el Brasil: un análisis basado en datos de múltiples períodos	105
<i>Reinaldo Onofre dos Santos, Alisson Flávio Barbieri y Ernesto Friedrich de Lima Amaral</i>	
Etapas de la migración internacional e intrarregional en América Latina y el Caribe	137
<i>Julieta Bengochea y Adela Pellegrino</i>	

Integración al mercado laboral de los inmigrantes intrarregionales en Chile: análisis de las trayectorias de empleo y de los logros ocupacionales basado en las encuestas de hogares de 2013, 2015 y 2017	159
<i>José Ignacio Carrasco y Pau Baizán</i>	
Cambio climático y asentamientos de migrantes del norte de Centroamérica en México: vulnerabilidades y riesgos	195
<i>Rodolfo Casillas</i>	
El viaje de los migrantes de los países del norte de Centroamérica a los Estados Unidos: costo monetario, contratación de coyotes y probabilidad de endeudamiento	223
<i>Víctor Manuel Isidro Luna y Rafael López Vega</i>	
Medición de la compresión y expansión de la morbilidad en la Argentina: análisis de indicadores alternativos	251
<i>Octavio Bramajo, Malena Monteverde y Laura D. Acosta</i>	



La reinserción laboral de personas retornadas de España en el Uruguay, 2012-2017

Martín Koolhaas¹

Recibido: 29/12/ 2022

Aceptado: 31/ 03/ 2023

Resumen

Este artículo examina el papel de la experiencia migratoria en la reinserción laboral de las personas uruguayas entre 2012 y 2017. Los datos corresponden a la encuesta oficial de población activa del Uruguay, que caracteriza a migrantes de retorno según el tiempo de asentamiento. La investigación se enfoca en la población retornada de España, la de mayor presencia en los flujos migratorios de personas uruguayas durante el siglo XXI. La metodología empleada consiste en la estimación de modelos probit bietápicos, en los que primero se modela la probabilidad de tener un empleo y posteriormente la de estar en condiciones de (in)adecuación educativa respecto de la ocupación principal. El análisis multivariado sugiere que hay una relación negativa entre la condición de retornante reciente y el acceso al empleo en condiciones adecuadas, así como una acentuación del efecto negativo de la experiencia migratoria reciente en las personas de más edad y nivel educativo.

Palabras clave: migración internacional, migración de retorno, migrantes, empleo, mercado de trabajo, encuestas de hogares, Uruguay, España.

¹ Magíster en Demografía y Licenciado en Ciencia Política por la Universidad de la República (UDELAR). Investigador del Programa de Población de la Facultad de Ciencias Sociales, UDELAR. Correo electrónico: martin.koolhaas@cienciasociales.edu.uy.

Abstract

This article examines the role of the migration experience in the labour reinsertion of Uruguayans between 2012 and 2017. The data correspond to Uruguay's official labour force survey, which characterizes return migrants according to the time of settlement. The research focuses on the population returning from Spain, which accounts for the largest share of the migratory flows of Uruguayans in the twenty-first century. The methodology used consists of the estimation of two-stage probit models, which focus first on the probability of having a job, then on the probability of educational (in)adequacy with respect to the main occupation. The multivariate analysis suggests that there is a negative relationship between recent returnee status and access to employment in adequate conditions, as well as a worsening of the negative effect of the recent migratory experience in older and more educated persons.

Keywords: international migration, return migration, migrants, employment, labour market, household surveys, Uruguay, Spain.

Résumé

Cet article étudie le rôle de l'expérience migratoire dans la réintégration professionnelle des Uruguayens entre 2012 et 2017. Les données correspondent à l'enquête officielle sur la population active de l'Uruguay, qui caractérise les migrants rentrés au pays en fonction de leur date d'installation. La recherche se concentre sur la population qui revient d'Espagne, qui est la plus importante dans les flux migratoires de la population uruguayenne au cours du 21^e siècle. La méthodologie utilisée pour cette étude consiste à estimer des modèles probit à deux niveaux, dans lesquels on modélise d'abord la probabilité d'avoir un emploi, puis la probabilité de se trouver dans une situation d'(in) adéquation éducative par rapport à l'emploi principal. L'analyse à plusieurs variables suggère qu'il existe une relation négative entre le statut de rapatrié récent et l'accès à un emploi adéquat, ainsi que des effets négatifs accrus de l'expérience migratoire récente sur les personnes plus âgées et plus instruites.

Mots clés : migration internationale, migration de retour, migrants, emploi, marché du travail, enquêtes sur les ménages, Uruguay, Espagne.

Introducción

Partiendo de la premisa de que el estudio de la reintegración de las poblaciones retornadas ofrece pistas para evaluar en qué medida los mercados laborales de los países de origen recompensan o penalizan la experiencia migratoria internacional, este trabajo tiene por objeto examinar el papel de esta experiencia en la reinserción laboral de las personas uruguayas, en particular, en el acceso al empleo y la reinserción en condiciones de sobrecalificación (considerando la adecuación entre la ocupación y el nivel educativo). Si bien existen algunos antecedentes que han identificado una brecha negativa en el acceso al empleo y determinadas condiciones laborales de la población retornada uruguaya con hasta cinco años de residencia tras el retorno (Prieto y Koolhaas, 2014; Koolhaas, 2015 y 2016), estos no han considerado la procedencia de los retornantes de forma diferenciada. En otro orden, la interrogante sobre si los migrantes de retorno se encuentran expuestos a condiciones de (in)adecuación entre la calificación de la ocupación en la que se desempeñan y su nivel educativo prácticamente ha sido descuidada en la literatura internacional, y no ha sido explorada para el contexto de retorno uruguayo.

La finalidad de este artículo es llenar estos vacíos enfocando el análisis en el colectivo de población retornada con mayor presencia numérica en los flujos migratorios internacionales de personas uruguayas durante el siglo XXI: el procedente de España. Los datos utilizados corresponden al período 2012-2017 de la Encuesta Continua de Hogares (ECH), que cuenta con la virtud de identificar a migrantes de retorno y caracterizarlos según el tiempo de asentamiento en el país tras el retorno, una información que generalmente no se incluye en censos y encuestas de países de retorno, al menos en el contexto latinoamericano².

La estrategia metodológica empleada supone una novedad en la literatura nacional sobre retorno y reintegración, en la medida en que no existen antecedentes que se hayan propuesto controlar los sesgos de selección asociados a las decisiones de participación laboral. Como se verá más adelante, este punto adquiere particular importancia al considerar la alta proporción de mujeres en el total de la población retornada. En particular, se estiman modelos multivariados probit en dos etapas, en las que en primera instancia se modela la probabilidad de tener un empleo y posteriormente la probabilidad de no estar sobrecalificado (no estar ocupado en un empleo que exige una calificación inferior al máximo nivel educativo alcanzado). El propósito analítico es la comparación de las variables de interés vinculadas al desempeño laboral en función de la condición migratoria (estatus de migrante retornado desde España o no migrante), distinguiendo el tiempo de residencia desde el retorno de España al Uruguay de las personas retornadas frente a las personas sin experiencia migratoria.

² El período de análisis toma en cuenta el contexto de mayor auge de los flujos de retorno. No se consideran ediciones más recientes de la ECH porque el número de personas retornadas procedentes de España ha sido cada vez más bajo, y, a su vez, las dos ediciones más recientes (2020 y 2021) han estado enmarcadas en el contexto de la pandemia de enfermedad por coronavirus (COVID-19). Esto último supuso una interrupción del relevamiento presencial de la encuesta y un recorte al cuestionario que se tradujo en la exclusión del módulo migratorio.

En la sección A se presentan los principales antecedentes relacionados con ese trabajo y en la sección B se plantea la metodología empleada. En la sección C se presentan los resultados. Se comienza planteando un breve análisis, con base en herramientas de estadística descriptiva, de las características sociodemográficas y laborales de la población retornada de España, y a continuación se presentan los resultados del análisis multivariado, contrastándose la existencia o no de un sesgo de selección en las decisiones de empleo y examinándose los efectos marginales estimados de la condición de retornante de España sobre los indicadores de acceso y calidad del empleo. Por último, en la sección D se plantea una síntesis y una discusión de los resultados encontrados.

A. Antecedentes

Como ocurre con la literatura sobre integración de las personas inmigradas, el estudio de la reintegración de migrantes de retorno ha privilegiado la dimensión laboral, sobre todo a partir de enfoques cuantitativos y herramientas econométricas. Un primer grupo de estudios se ha valido de fuentes oficiales (censos o encuestas) no concebidas específicamente para el estudio de la inserción laboral de las personas con experiencia migratoria. Esta literatura ha tendido a identificar una situación desventajosa de la población retornada reciente (con hasta cinco años de residencia en el país de origen tras el retorno) respecto de la no migrante en materia de acceso al empleo, en lugares como Puerto Rico (Mushckin, 1993), Pakistán (Arif, 1998), Finlandia (Saarela y Finas, 2009), el Ecuador (Prieto y Koolhaas, 2014), México (Prieto y Koolhaas, 2014) y el Uruguay (Prieto y Koolhaas, 2014; Koolhaas, 2016). Por otra parte, mediante encuestas específicas que incluyen tanto poblaciones retornadas (independientemente del tiempo transcurrido tras el retorno) como no migrantes, se han encontrado datos variados: mientras que para Rumania y Ucrania se ha corroborado la hipótesis de una brecha en perjuicio de los migrantes de retorno, en la Argentina no se han constatado diferencias significativas en el acceso al empleo (Obucina y otros, 2018). A su vez, los datos recogidos para el Senegal son contradictorios y para la región de Dakar se ha encontrado una relación negativa entre la experiencia migratoria y la reinserción laboral (Mezger y Flahaux, 2013), mientras que en una encuesta territorialmente más abarcativa llevada a cabo años más tarde se constató el resultado opuesto (Obucina y otros, 2018). Asimismo, el estudio comparativo de la reintegración económica en diversos contextos ha mostrado patrones divergentes entre corredores migratorios de un mismo país de origen (Obucina y otros, 2018).

En la literatura antecedente, las dificultades de reinserción laboral de las poblaciones retornadas se han asociado, en primer lugar, a un período de reajuste al mercado de trabajo y las condiciones de vida en el país de origen, sobre la base de una regularidad empírica compartida con los estudios de integración de poblaciones inmigradas: cuanto mayor es el tiempo transcurrido tras el retorno (migración), menores tienden a ser las dificultades de (re)integración laboral (King, 2000; Mushckin, 1993; Lindstrom, 2013; Koolhaas, 2016).

En segundo término, otros trabajos ponen énfasis en aspectos vinculados a la pérdida de capital social y particularmente a la falta de experiencia reciente en el mercado de trabajo del país de origen, así como a la escasa valoración del capital humano adquirido con la experiencia migratoria en el mercado de trabajo del país de origen (Petras y Kousis, 1988; Lindstrom, 2013; Muschkin, 1993; Koolhaas, 2016).

Además de las consecuencias específicas de la experiencia migratoria en la reintegración laboral, es importante considerar cómo se conjugan factores individuales que la literatura económica ha identificado como determinantes del empleo. En este sentido, además de corroborar que atributos como el género, la edad y el nivel educativo potencian o atenúan el efecto de la condición migratoria, sobre la base de datos censales de varios países latinoamericanos se ha encontrado una doble desventaja de las mujeres retornadas (Prieto y Koolhaas, 2014). De todos modos, las características de los censos o las encuestas de población activa, como la empleada en este trabajo, no permiten profundizar en los determinantes de la reintegración de las personas retornadas.

Ahora bien, estudios elaborados a partir de encuestas específicas sí han avanzado en esta dirección. Monti y Serrano (2022), en su estudio de dos contextos de retorno, Rumania y el Senegal, encuentran que los retornos etiquetados como “semivoluntarios”, con motivaciones caracterizadas de forma negativa y una alta dosis de obligación, se relacionan con experiencias de reintegración económica complejas, de forma similar a los retornos involuntarios o forzosos. Otro estudio realizado para el corredor migratorio España-Ecuador obtiene resultados que abonan distintos enfoques teóricos: por una parte, en sintonía con la economía neoclásica, constatan que las personas retornadas que pasaron más tiempo desempleadas en España son también las que encuentran más dificultades para encontrar un empleo después de transcurridos tres meses del retorno al Ecuador, y, por la otra, de conformidad con el enfoque transnacional y la nueva economía de la migración, encuentran que el hecho de haber invertido dinero en el país durante su residencia en el exterior incrementa la probabilidad de encontrarse autoempleado en el retorno (Mercier y otros, 2016, pág. 68).

De forma similar a lo que ocurre con la literatura inmigratoria, la dimensión más estudiada de las condiciones laborales de la población retornada es la salarial. Sobre la base del capital humano y financiero adquirido con la migración, una porción mayoritaria de la literatura económica concluye a favor de la hipótesis de un premio por la experiencia migratoria (Barrett y Goggin, 2010; Hazans, 2008; Kauhanen y Kangasniemi, 2013; Wahba, 2015).

Otros estudios con resultados optimistas sobre el papel de la experiencia migratoria en la reintegración se sustentan en la constatación de una mayor propensión al empleo independiente de la población retornada. Esta literatura sintoniza con la nueva economía de la migración laboral y concibe el retorno como un resultado exitoso del proyecto migratorio en función de la acumulación de capital (Mesnard, 2004; Démurger y Xu, 2011; Mercier y otros, 2016). Otros trabajos son más pesimistas y destacan que el autoempleo puede ser una estrategia para no caer en el desempleo, al tiempo que enfatizan la distinción entre empresarios y trabajadores independientes sin personas a cargo, en la medida en que

el último tipo de empleo suele ajustarse menos a los preceptos de la nueva economía de la migración laboral (Mezger y Flahaux, 2013; Lindstrom, 2013; Piracha y Vadean, 2009; Wassink y Hagan, 2018).

Por último, desde una perspectiva que compare el desempeño de la población retornada con el de la población no migrante, prácticamente se desconoce la existencia de estudios que hayan indagado en la (in)adecuación entre la calificación de la ocupación en la que se desempeña la población retornada y su nivel educativo. Esta ausencia es llamativa por la importancia que se asigna al retorno migratorio como fenómeno promotor del desarrollo económico de los países de origen, en contraposición al pesimismo establecido por la primera literatura sobre emigración calificada, que acuñó el concepto de “fuga de cerebros” (*brain drain*). Esto contrasta con la observación de una mayor propensión a la sobrecalificación de la población inmigrada recién llegada al país de destino, en función de la disponibilidad de información imperfecta sobre el mercado laboral, la menor selectividad para aceptar ofertas de trabajo y las dificultades de transferibilidad del capital humano (Hartog, 2000; Chiswick y Miller, 2002; Méndez, 2018). El único antecedente encontrado para el que se analiza la relación entre la experiencia migratoria y la inadecuación educativa refiere a un estudio comparativo de Egipto y Túnez en el que se encuentran datos acerca de un efecto positivo de la condición de migrante de retorno sobre la sobrecalificación (David y Nordman, 2017).

A su vez, los escasos antecedentes que identifican condiciones de sobrecalificación de las personas retornadas sobre la base de encuestas específicas o estudios cualitativos las relacionan con episodios de inadecuación educativa durante la migración (Coniglio y Brzozowski, 2018) y sobre todo con un contexto institucional adverso para la acreditación y homologación de titulaciones e instancias no formales de adquisición de capital humano en el extranjero, factor variable según el sector de actividad y la transferibilidad del capital humano (Mezger y Flahaux, 2013; González Ferrer, 2012; Koolhaas, Robaina y Prieto, 2019).

B. Datos y métodos

La fuente empleada para examinar la relación de la experiencia migratoria y la inserción laboral es un conjunto de seis ediciones consecutivas (2012-2017) de la Encuesta Continua de Hogares (ECH), la principal fuente oficial de información continua sobre el mercado laboral en el Uruguay, representativa de la población residente en hogares particulares.

La ventaja de utilizar esta fuente para el análisis de la reintegración de las personas retornadas consiste en la información que aporta sobre la vinculación de las personas en edades activas con el mercado de trabajo. En términos generales, la literatura reconoce que las encuestas de hogares son mejores instrumentos que los censos para medir la inserción laboral de las personas (García y Pacheco, 2011). De todos modos, la ECH no es una fuente concebida para el estudio de la reinserción laboral de poblaciones retornadas. En particular, no incorpora datos sobre la duración de la estadía en el exterior, las motivaciones migratorias ni

otras características de la experiencia migratoria. Más allá de ello, es la única fuente continua que permite estimar la magnitud del retorno y conocer las características de la (re)inserción laboral de la población retornada uruguaya, en comparación con la población no migrante.

El número de observaciones en la ECH entre 2012 y 2017 correspondientes a personas en edad de trabajar (15 a 64 años) es de 471.425 casos. Una vez depurada la base de datos, mediante la exclusión de las personas nacidas en el exterior, las retornadas de otros países diferentes a España y las retornadas del país ibérico con más de diez años de asentamiento en el Uruguay tras el retorno, así como las que retornaron con menos de 18 años, se alcanza una muestra que reúne 450.896 observaciones, de las que 2.625 son migrantes de retorno con hasta diez años de residencia en el Uruguay tras el retorno (1.366 varones y 1.259 mujeres)³. A su vez, la submuestra correspondiente a la población ocupada contiene 330.732 observaciones (177.800 varones y 152.932 mujeres), de las que 1.974 son personas retornadas de España (1.099 varones y 875 mujeres)⁴.

Con el propósito de observar las condiciones de (in)adecuación entre el nivel educativo y la calificación de la ocupación, se utiliza la metodología propuesta por Verdugo y Verdugo (1989), empleada en varios trabajos posteriores (Groot y van den Brink, 1997; Méndez, 2018), en la que se calcula la media de años de escolaridad para cada categoría ocupacional más/menos una desviación estándar⁵. De este modo, la población trabajadora se clasifica en dos grandes grupos: i) personas que tienen una cantidad de años de estudio ubicada dentro de los límites inferior y superior determinados por la media y la desviación estándar de cada estrato ocupacional (adecuación), y ii) personas que se encuentran en situación de inadecuación, es decir, que tienen años de estudio por encima de la media más una desviación estándar (sobrecalificación), o personas que tienen años de estudio por debajo de la media menos una desviación estándar (subcalificación)⁶. Ante las restricciones existentes para emplear otros métodos alternativos, Méndez (2018) aplicó este método a los datos de las ediciones de 2012 a 2016 de la ECH del Uruguay.

³ La decisión de excluir a las personas pertenecientes a otros grupos con experiencia migratoria internacional responde al propósito principal de examinar el efecto de la condición de retornado de España sobre la inserción laboral tras el retorno. Para ello, corresponde comparar los resultados observados en la población de interés con la población uruguaya sin experiencia migratoria, sin incluir en el grupo de referencia a la población retornada de otros países. La exclusión de las personas retornadas a edades no adultas (menos de 18 años) se debe a la suposición de que no registran experiencia laboral en España, cuando una de las premisas es que la población trabajadora retornada en general cuenta con este tipo de experiencia. Por último, el hecho de no considerar a las personas retornadas con más de diez años de residencia en el Uruguay tras el retorno responde a que, además de ser una parte muy minoritaria de la población retornada, se presume que, transcurrido ese intervalo temporal, los posibles efectos negativos de la condición de retornado tienden a desaparecer; lo que se conjuga con el hecho de que en este grupo tiene mucha fuerza un sesgo asociado a decisiones de reemigración producto de las dificultades de reintegración laboral. Decisiones similares se han tomado en trabajos anteriores enfocados en poblaciones inmigrantes (Méndez, 2018; Borjas, 1985 y 1995).

⁴ Para el procesamiento y análisis de los datos se utilizan los ponderadores anuales elaborados por el Instituto Nacional de Estadística (INE) del Uruguay, publicados bajo la denominación “pesoano”.

⁵ Se emplea la clasificación a un dígito de la Clasificación Internacional de Ocupación, que consta de nueve categorías, excluido el personal militar.

⁶ De acuerdo con el análisis estadístico, se considera a una persona sobrecalificada si cuenta con al menos los siguientes años de educación: i) 18 años en la categoría de “personal directivo”, ii) 19 años en el grupo de “profesionales y técnicos”, iii) 16 años entre los “técnicos de nivel medio”, iv) 15 años en el grupo de “oficinistas”, v) 13 años en la categoría de “trabajadores de servicios y vendedores”, vi) 11 años entre los “trabajadores agropecuarios, forestales y pesqueros”, vii) 12 años en el grupo de “oficiales, operarios y artesanos de artes mecánicas y de otros oficios”, viii) 12 años en la categoría de “operadores de instalaciones y máquinas y ensambladores” y ix) 11 años en el grupo de “trabajadores no calificados”.

En esta investigación, el resultado binario de (re)inserción laboral con o sin condiciones de sobrecalificación toma el valor 1 para las personas que no se encuentran sobrecalificadas y el valor 0 para las personas que se encuentran sobrecalificadas.

Debido a las limitaciones impuestas por el tamaño de la muestra correspondiente a la población retornada, el análisis empírico se realiza con dos niveles de desagregación de la variable independiente de la condición migratoria, de acuerdo con el grado en que es posible detallar el tiempo de residencia en el Uruguay tras el retorno⁷. En el cuadro 1 se describen exhaustivamente las variables utilizadas, distinguiéndose los modelos usados para medir el acceso al empleo (probabilidad de estar ocupado, P_{OCUP}) y la (in)adecuación de la ocupación principal respecto del nivel educativo (probabilidad de no estar sobrecalificado, P_{OAEDC}).

Cuadro 1
Descripción de variables utilizadas en las estimaciones

Nombre	Categorías
Variable dependiente (etapa 1) P_{OCUP}	
Ocupado/a (OCUP)	1. Sí, 0. No (desocupado/a o inactivo/a).
Controles sociodemográficos (etapas 1 y 2) P_{OCUP}, P_{OAEDC}	
Año de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) (AÑO)	2012 (ref.), 2013, 2014, 2015, 2016, 2017.
Mujer (MUJER)	1. Mujer, 0. Varón.
Edad (EDAD)	1. 15 a 24 años (ref.), 2. 25 a 34 años, 3. 35 a 44 años, 4. 45 a 54 años, 5. 55 a 64 años.
Afro (AFRO) ^a	1. Ascendencia afro o negra (puede declarar otras también). 0. No declara ascendencia afro o negra.
Menores de 6 años en el hogar (MEN6)	1. Presencia en el hogar, 0. No hay menores de 6 años en el hogar.
Montevideo (MVD)	1. Vive en departamento de Montevideo. 0. Vive en otros departamentos.
Nivel educativo (NIVELEDU)	1. Menos de secundaria completa (ref.). 2. Secundaria completa o terciaria incompleta. 3. Terciaria completa.
Controles sociodemográficos (etapa 1) P_{OCUP}	
Unido (UNI)	1. Casado/a o unido/a, 0. Soltero/a, viudo/a, separado/a, divorciado/a.

⁷ Una persona retornada es identificada en los microdatos a partir de la combinación de las preguntas sobre el lugar de nacimiento, el lugar de residencia anterior y el lugar de residencia cinco años antes. Un retornado reciente se define como aquella persona nacida en el Uruguay que cumplía con al menos una de las siguientes condiciones: cinco años antes residía en el exterior o su lugar de residencia anterior es un país extranjero y reside sin interrupciones en su localidad de residencia actual hace cinco años o menos. Por su parte, un retornado antiguo es aquella persona nacida en el Uruguay, cuyo lugar de residencia anterior es un país extranjero y reside sin interrupciones en su localidad de residencia actual hace más de cinco años. De este modo, las personas retornadas que llegaron al Uruguay inicialmente a una división administrativa diferente de la que residen en la actualidad solo pueden ser captadas mediante la pregunta del lugar de residencia cinco años, lo que introduce un sesgo de naturaleza desconocida, que es más significativo para la categoría de retornados antiguos.

Nombre	Categorías
Variable dependiente (etapa 2) P_{OADEC}	
Adecuación educativa sin sobrecualificación (OADEC)	1. Sí (empleo principal compatible con nivel educativo, sin sobrecualificación). 0. No (en condiciones de sobrecualificación).
Controles de características de empleo (etapa 2) P_{OADEC}	
Rama de actividad (RAMA)	1. Agropecuaria, forestación, minería y pesca (ref.). 2. Industria manufacturera. 3. Construcción. 4. Electricidad, gas y agua. 5. Comercio y reparaciones. 6. Transporte y almacenamiento. 7. Alojamiento y comida. 8. Resto de servicios.
Asalariado/a (ASA)	1. Asalariado/a. 0. Patrón, cuentapropista u otros.
Variable independiente	
Condición migratoria resumida (CMIG1)	1. No migrante (ref.). 2. Retornante reciente 0 a 5 años. 3. Retornante antiguo 6 a 10 años.
Condición migratoria detallada (CMIG2)	1. No migrante (ref.). 2. Retornante reciente 0 años. 3. Retornante reciente 1 año. 4. Retornante reciente 2 años. 5. Retornante reciente 3 años. 6. Retornante reciente 4 años. 7. Retornante reciente 5 años. 8. Retornante antiguo 6 a 10 años.
Variable instrumental (etapa 1) P_{OCUP}	
Tasa empleo (TE)	Tasa de empleo estimada según grupo sociodemográfico de pertenencia (igual género, edad quinquenal y nivel educativo).

Fuente: Elaboración propia.

^a La Encuesta Continua de Hogares (ECH) incluye las siguientes categorías de respuesta al relevar la ascendencia étnico-racial y admite la posibilidad de mencionar más de una: blanca, afro o negra, indígena, asiática y otras. Tanto el Censo de 2011 como las sucesivas ediciones de la ECH han mostrado que, después de la ascendencia blanca, la categoría afro o negra es la segunda categoría étnico-racial más frecuente en la población uruguaya. Los modelos estimados incorporan una variable binaria que identifica si la persona encuestada declaró ascendencia afro o negra, pues estudios nacionales han encontrado de forma sistemática que esta población presenta peores desempeños sociales y laborales que la población no afrodescendiente (en general, que declara ascendencia blanca).

Dado el carácter binario del fenómeno a observar, una primera aproximación al estudio de la relación del estatus de migrante de retorno con la (re)inserción laboral la ofrece la estimación de modelos probit simples. Ahora bien, el análisis de la relación entre una variable independiente y la sobrecualificación se realiza sobre una muestra seleccionada por el hecho de que solo se observa el tipo de empleo de las personas que han decidido participar del mercado laboral. En esta dirección, cabe preguntarse cómo incide en los resultados la exclusión de las personas que no se encuentran ocupadas. En particular, podría existir un problema de endogeneidad derivado de que puede haber características no observadas (motivación, habilidad, aversión al riesgo, personalidad altruista y otras) que estén influyendo en las decisiones de participación laboral, sesgando los resultados

obtenidos en la estimación de los efectos de la variable independiente. Otros factores no observados que pueden constituir una fuente de sesgos se derivan del hecho de que las personas que cuentan con más recursos financieros y apoyos familiares estarían mejor posicionadas para posponer su participación laboral si el empleo que se les ofrece no cubre sus expectativas.

En este sentido, la literatura ha caracterizado el proceso de búsqueda de empleo de tal manera que se pueden plantear hipótesis contrapuestas sobre el carácter voluntario o involuntario del desempleo. El primer caso se daría cuando se prefiere esperar a una mejor oferta para no caer en un empleo de mala calidad y el segundo cuando la idea predominante es que la mejor estrategia para obtener el empleo preferido es aceptar el primer empleo disponible (Nicaise, 2001; Lindstrom 2013). Estas hipótesis parecen tener distinto peso entre varones y mujeres, y las segundas son más propensas a tener un salario de reserva más alto que los primeros, en función del comportamiento diferencial respecto de las responsabilidades familiares (Nicaise, 2001).

Una metodología ampliamente utilizada en la literatura económica con el propósito de lidiar con estos inconvenientes es el modelo probit con selección muestral, propuesto originalmente por Van de Ven y Van Pragg (1981) para estimar ecuaciones salariales considerando los problemas de endogeneidad. Aplicando esta metodología a nuestro problema, el supuesto asumido para la modelización del efecto de la experiencia migratoria en España sobre el desempeño en el mercado laboral uruguayo tras el retorno es que la decisión primaria que adoptan las personas refiere a la participación o no en el mercado de trabajo. Por ello, en primera instancia se estima una ecuación de selección (y_{OCUP}) que modela para cada persona j la probabilidad de tener un empleo:

$$c_{OCUPj} = CMIGI_j c + x_j b + I_j d + u_{OCUPj} \quad \text{ecuación de selección OCUP, etapa 1} \quad (1)$$

Donde $CMIGI_j$ es la variable independiente de interés (condición migratoria de las personas) y el parámetro c representa el efecto estimado de la condición de retornante sobre la probabilidad de empleo; x_j es un vector de variables de control asociadas a características individuales que de acuerdo con la literatura afectan la probabilidad de estar ocupado (sexo, nivel educativo, edad y demás)⁸; I_j es una variable instrumental que se supone que afecta a la variable dependiente en esta ecuación, pero no en la de resultado (etapa 2), y u_{OCUPj} es el término de error.

Considerando que es más aconsejable seleccionar instrumentos que sean exógenos a las personas, es decir, que no dependan de sus decisiones (El-Mallakh y Wahba, 2021), la variable instrumental que se utiliza es la tasa de empleo estimada para el conjunto del período analizado de acuerdo con el grupo poblacional al que corresponde cada persona entrevistada en la ECH, en función de distintos perfiles de edad, sexo y nivel educativo. Además del carácter

⁸ Este grupo de variables incluye una variable de efectos fijos (año de la ECH) que contribuye a capturar factores no observables asociados al extenso intervalo temporal considerado (2012-2017).

exógeno del instrumento, esta decisión encuentra justificación en cuanto a que la probabilidad de que una persona se encuentre ocupada está relacionada con las oportunidades generales de empleo existentes para las personas de similares características sociodemográficas. Para comprobar la robustez de los resultados con independencia de la decisión adoptada se realizaron pruebas incorporando respectivamente otras variables que se han utilizado en la literatura, como la tasa de desempleo (Croce y Ghignoni, 2011; Jauhiainen, 2011), el hecho de convivir en pareja o no (Sanromá y Ramos, 2004) o de residir en una vivienda arrendada (Kalfa y Piracha, 2013). Los resultados de estas pruebas no modificaron significativamente los resultados obtenidos con la variable instrumental seleccionada.

Una vez estimada la probabilidad de empleo (ecuación 1), en la segunda etapa se estima la ecuación de resultado, que mide la condición de ocupación sin estar sobrecalificado (C_{OADECj}), incorporando la misma variable independiente ($CMIG_j$) y las mismas variables de control (X_j) incluidas en la ecuación de selección (a excepción de la variable instrumental I_j que solo se incluye en la ecuación 1), más nuevas variables de control Z_j asociadas a características de la ocupación principal (sector de actividad y carácter asalariado o autónomo):

$$C_{OADECj} = CMIG_j c + x_j b_1 + z_j b_2 + u_{OADECj} \quad \text{ecuación de resultado OADEC, etapa 2} \quad (2)$$

La estimación de la ecuación de resultado como un modelo probit estándar, sin considerar la ecuación 1, puede ofrecer resultados sesgados en la medida en que no existe garantía de que la muestra de personas ocupadas se haya conformado de forma no aleatoria respecto del conjunto de personas en edad de trabajar. En tal sentido, la literatura económica sostiene que determinadas características no observables de las personas pueden incidir en su probabilidad de acceder a un empleo de calidad. Este sesgo de selección ocasionaría que los coeficientes de interés estimados en el modelo probit estándar sean sesgados.

El procedimiento de estimación del modelo probit en dos etapas o con selección muestral pretende corregir este sesgo, ofreciendo estimaciones consistentes y asintóticamente eficientes para todos los parámetros del modelo (Van de Ven y Van Pragg, 1981). El modelo bietápico derivado de las ecuaciones 1 y 2 se estima mediante un enfoque de máxima verosimilitud que permite estimar de forma conjunta los parámetros de interés de ambas ecuaciones (c , b , d) y del coeficiente ρ , un estadístico importante, ya que denota la correlación existente entre los términos de error de ambas ecuaciones, U_1 (U_{OCUP}) y U_2 (U_{OADEC}). Este coeficiente, si es significativo, da indicios de la existencia de un sesgo de selección, cuyo signo positivo implica que existen factores no observados a nivel individual que afectan positivamente la probabilidad de empleo y la de estar ocupado en un empleo de calidad, mientras que un signo negativo sugiere que existen factores no observables que afectan positivamente un resultado y negativamente otro (Méndez, 2018).

C. Resultados

1. Análisis descriptivo

De conformidad con estudios previos que han analizado el perfil de poblaciones emigradas o retornadas uruguayas (Macadar y Pellegrino, 2007; Koolhaas y Nathan, 2013; OIM, 2012), se observa que la población retornada reciente de España presenta un perfil ligeramente más masculinizado que la población no migrante (un 55% de varones frente a un 45% de mujeres), con una sobrerrepresentación de grupos de edad centrales (35 a 44 años). Este patrón de mayor concentración en edades caracterizadas por una alta participación laboral también se encuentra asociado al contexto de crisis que experimentó el mercado laboral español a partir de 2008, en el que las situaciones de desempleo y pérdida de ingresos fueron muy frecuentes.

Prácticamente la mitad de las personas retornadas recientes (un 46% de los varones y un 49% de las mujeres) retornó a edades jóvenes, con menos de 35 años. Estas proporciones son incluso considerablemente más altas entre los retornados con más de cinco años de residencia tras el retorno (un 61% de los varones y un 70% de las mujeres).

En cuanto a los perfiles educativos, las personas con experiencia migratoria en España cuentan con un mayor nivel promedio de instrucción formal que la población no migrante y se concentran en el segundo ciclo de la enseñanza media, con 10 a 12 años de estudio. Por otra parte, el nivel educativo de las personas retornadas con más de cinco años de residencia en el Uruguay es ligeramente superior al de las retornadas con un menor tiempo de residencia, es decir, cuanto más reciente es la cohorte de personas retornadas, menor es su nivel educativo promedio.

En cuanto a otras variables sociodemográficas de interés, también se identifican diferencias estadísticamente significativas entre las personas retornadas de España y las no migrantes. Por una parte, las personas retornadas se concentran relativamente más que las no migrantes en Montevideo: 6 de cada 10 residen en la capital del país, con una brecha de 20 puntos porcentuales. Por otra parte, existe una sobrerrepresentación de personas separadas o divorciadas entre los migrantes de retorno.

Las tasas de actividad estimadas según condición migratoria no muestran diferencias significativas entre los varones y en el caso de las mujeres son algo más elevadas entre quienes llevan más tiempo residiendo en el Uruguay después del retorno. En cuanto a la tasa de empleo, con independencia del sexo se verifica una brecha negativa en perjuicio de las personas retornadas recientes respecto de las no migrantes, del orden de los 6 puntos porcentuales en los varones y 4 puntos porcentuales en las mujeres (véase el cuadro 2).

Cuadro 2
Indicadores sociodemográficos seleccionados, personas de 25 a 54 años, según sexo y condición migratoria, Encuesta Continua de Hogares (ECH) 2012-2017
(En porcentajes)

	Varones			Mujeres		
	Retornado reciente de España	Retornado antiguo de España	No migrante	Retornada reciente de España	Retornada antigua de España	No migrante
	55,4	51,7	48,5	44,6	48,3	51,5
Edad mediana	38	39	39	37	38	39
25 a 29 años	12,6	11,3	17,6	10,4	8,7	18,6
30 a 34 años	19,5	17,9	17,1	17,0	19,4	17,5
35 a 39 años	24,3	23,6	17,7	21,1	26,4	18,8
40 a 44 años	19,9	18,6	16,8	14,1	20,5	17,8
45 a 49 años	12,7	18,7	15,8	10,5	11,9	16,5
50 a 54 años	11,0	10,0	15,0	7,5	6,6	17,0
Edad mediana al retorno	35	31	--	35	30	--
Menos de 25 años	5,9	19,8	--	6,5	18,0	--
25 a 29 años	16,3	21,8	--	17,0	28,1	--
30 a 34 años	24,2	19,4	--	25,5	23,6	--
35 a 39 años	21,1	21,3	--	21,2	19,1	--
40 a 44 años	17,1	14,2	--	14,0	9,2	--
45 a 49 años	10,1	3,6	--	10,1	2,1	--
50 a 54 años	5,2	--	--	5,6	--	--
Años de estudio (<i>media</i>)	10,6	10,9	9,7	11,8	12,1	10,5
<10 años	41,2	37,7	53,7	24,7	22,8	44,6
10 a 12 años	43,9	40,5	29,0	44,2	41,6	30,1
13 a 15 años	7,1	11,7	7,7	16,7	16,4	10,6
>=16 años	7,7	10,1	8,9	14,5	19,3	14,7
Terciaria completa	7,0	9,6	8,1	15,6	20,1	15,2
Vive en Montevideo	62,8	60,9	39,9	62,5	60,1	40,4
Vive en el resto del país	37,2	39,1	60,1	37,5	39,9	59,6
Casado/a o unido/a	62,1	65,3	69,3	66,0	64,1	68,7
Separado/a, divorciado/a o viudo/a	21,6	19,4	12,0	25,2	27,6	19,8
Soltero/a	16,3	15,3	18,7	8,8	8,4	11,6
Menor 6 años en hogar	24,3	24,2	26,3	28,1	32,5	28,8
Tasa de empleo	86,4	91,4	92,4	70,9	84,5	75,0
Tasa de actividad	95,2	95,6	95,6	81,9	89,9	80,1
Observaciones (<i>En números</i>)	701	270	123 900	614	277	140 685

Fuente: Elaboración propia, sobre la base del procesamiento de microdatos de la Encuesta Continua de Hogares de 2012 a 2017.

Al enfocar el análisis en la población ocupada, de conformidad con su perfil educativo, se observa que las personas retornadas recientes se caracterizan por ubicarse en los estratos ocupacionales intermedios, de baja calificación no manual en el caso de las mujeres (sobre todo, “trabajadoras de los servicios y vendedoras”) y en empleos manuales calificados en

el caso de los varones (con especial relevancia de los “oficiales, operarios y artesanos”). En virtud de ello, no es sorprendente identificar que los retornados recientes se encuentran sobrerrepresentados en el sector de la construcción y que sus pares retornadas se concentran en mayor proporción que las no migrantes en el sector de “comercio y reparaciones”, así como en el de “alojamiento y servicios de comida”, un sector en el que también se observa sobrerrepresentación de retornados recientes varones (véase el cuadro 3). En síntesis, se constata cierta correspondencia entre las ocupaciones y los sectores de actividad con sobrerrepresentación de personas retornadas de España y los nichos del mercado laboral español donde se ha observado concentración de la población uruguaya (Prieto, 2016).

Cuadro 3
Características seleccionadas de la ocupación principal, según sexo y condición migratoria,
Encuesta Continua de Hogares (ECH), 2012-2017
(En porcentajes)

	Varones			Mujeres		
	Retornado reciente de España	Retornado antiguo de España	No migrante	Retornada reciente de España	Retornada antigua de España	No migrante
Alta calificación no manual	19,9	26,5	18,1	23,6	29,3	24,3
Baja calificación no manual	23,5	26,9	23,0	57,1	49,4	46,4
Manual calificado	47,7	39,0	41,4	4,0	6,2	7,3
Manual no calificado	8,9	7,6	17,5	15,3	15,1	22,0
Agro, forestación, pesca y minería	1,5	3,4	12,8	0,4	0,3	4,2
Industrias manufactureras	14,0	10,3	14,0	9,9	10,6	8,4
Construcción	20,0	15,9	13,9	1,0	0,9	0,8
Electricidad, gas, agua y saneamiento	1,0	0,2	1,8	0,4	0,2	0,6
Comercio y reparaciones	18,5	23,5	18,1	21,5	21,1	18,2
Transporte y almacenamiento	10,3	12,5	7,6	2,6	4,8	1,7
Alojamiento y servicios de comida	7,2	5,5	2,7	7,1	7,6	4,1
Resto del sector terciario	27,5	28,7	29,2	57,1	54,3	62,0
Asalariado/a público/a	5,0	6,5	13,4	8,3	14,4	18,1
Asalariado/a privado/a	68,4	59,2	58,6	73,5	59,7	58,8
Empleo autónomo ^a	26,1	32,7	27,2	17,0	23,6	21,3
Resto ^b	0,6	1,5	0,8	1,1	2,3	1,8
Sobrecalificación	20,3	20,6	14,0	19,0	20,6	14,3
Observaciones <i>(En números)</i>	787	294	166 334	593	266	145 323

Fuente: Elaboración propia sobre la base del procesamiento de microdatos de la Encuesta Continua de Hogares de 2012 a 2017.

^a Incluye a trabajador por cuenta propia, con o sin local, y patrón con personal a cargo.

^b Incluye a miembro de cooperativa de producción, trabajador de un programa social de empleo y miembro del hogar no remunerado.

La información descriptiva más bien sugiere el rechazo de la hipótesis que postula una mayor propensión de la población retornada reciente a (re)insertarse en el mercado laboral uruguayo como trabajador por cuenta propia. En efecto, se observa un mayor peso del empleo asalariado en el sector privado de parte de la población retornada reciente, tanto para varones (brecha de 10 puntos respecto de no migrantes) como para mujeres (diferencia de 15 puntos). No obstante, el tiempo de residencia tiene un efecto positivo en las posibilidades de tener una inserción laboral independiente, pues tanto para varones como para mujeres retornadas crece más de 6 puntos la incidencia del empleo autónomo una vez transcurridos más de cinco años desde el retorno. En ambos casos, pero sobre todo en el de los varones, se superan los guarismos observados en la población no migrante. Como era de esperar, el empleo público es minoritario y aumenta a medida que aumenta el tiempo de residencia en el Uruguay, pero siempre en una proporción significativamente inferior al de la población no migrante, sobre todo entre los varones. Por último, se aprecia una mayor prevalencia de la sobrecalificación en la población retornada. Esta brecha negativa se mantiene con el tiempo de residencia en el Uruguay y es observable tanto en varones como en mujeres (véase el cuadro 3).

2. Análisis multivariado

a) Pertinencia de emplear modelos probit bietápicos con selección muestral

Si se consideran varones y mujeres de forma conjunta, los modelos bietápicos muestran resultados estadísticamente significativos en el coeficiente *athrho*, lo que indica que hay correlación entre los términos de error de la ecuación de resultado y la ecuación de selección (véase el cuadro 4). Esto sugiere que la exclusión de las personas no ocupadas podría sesgar los resultados obtenidos en la (in)adecuación educativa del empleo debido a características no observables que pueden estar afectando las decisiones de participación laboral.

Cuadro 4
Uruguay: estimaciones probit en dos etapas (con selección muestral), ambos sexos, efectos marginales y errores estándar, 2012-2017

	Ocupado/a		No sobrecalificado/a	
	Efecto marginal	Error estándar	Efecto marginal	Error estándar
Condición migratoria (no migrante)				
Retornado reciente de España	-0,051***	0,010	-0,035***	0,009
Retornado antiguo de España	0,012	0,014	-0,017	0,013
Año (2012)				
2013	-0,004**	0,002	0,002	0,002
2014	-0,004***	0,002	0,001	0,002
2015	-0,013***	0,002	0,000	0,002
2016	-0,018***	0,002	-0,002	0,002
2017	-0,024***	0,002	-0,001	0,002

	Ocupado/a		No sobrecalificado/a	
	Efecto marginal	Error estándar	Efecto marginal	Error estándar
Mujer (varón)	-0,058***	0,001	0,026***	0,001
Afro (no afrodescendiente)	-0,001	0,002	0,005**	0,002
Unido (no unido)	0,018***	0,001		
Menor6_hog (sin menores en hogar)	-0,006***	0,001	0,008***	0,001
Nivel educativo (<= bach. incompleto)				
Bachillerato completo	-0,038***	0,002	-0,324***	0,002
Terciaria completa	0,065***	0,002	-0,363***	0,003
Grupos de edad (15 a 24 años)				
25 a 34 años	0,043***	0,002	0,008***	0,003
35 a 44 años	0,057***	0,003	0,013***	0,003
45 a 54 años	0,045***	0,003	0,028***	0,003
55 a 64 años	0,014***	0,002	0,038***	0,002
Montevideo (resto país)	0,014***	0,001	-0,016***	0,001
Ocupación (alta calificación no manual)				
Baja calificación no manual				
Manual calificado				
Manual no calificado				
Rama principal (sector primario)				
Industrias manufactureras			-0,002	0,003
Construcción			0,025***	0,003
Electricidad, gas, agua y saneamiento			0,032***	0,006
Comercio y reparaciones			0,063***	0,003
Transporte y almacenamiento			0,016***	0,004
Alojamiento y servicios de comida			0,061***	0,004
Resto del sector terciario			0,096***	0,002
Asalariado (autónomo, otros)			0,014***	0,001
Tasa empleo	0,007***	0,000		
Constante	-1,243***	0,011	1,290***	0,021
/athrho	-0,044**	0,019		
Rho	-0,044	0,019		
N				450 893
N truncadas				137 299
Wald chi2				40 030,75
Log verosimilitud				-313 243,9

Fuente: Elaboración propia sobre la base del procesamiento de microdatos de la Encuesta Continua de Hogares de 2012 a 2017.

Nota: *significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%; errores estándar robustos; categorías de referencia entre paréntesis.

El signo negativo de *athrho* muestra una correlación negativa entre los términos de error de la ecuación de selección y la que estima la probabilidad de estar ocupado en ausencia de condiciones de sobrecalificación, dando a entender que los factores no observables operan sobre ambas ecuaciones en sentidos opuestos. Una interpretación posible sería que la decisión de aceptar una oferta de empleo está afectada por rasgos de personalidad no observados que hacen que algunas personas estén más dispuestas a aceptar cualquier oferta de empleo, atributos que no incidirían en la probabilidad de emplearse en condiciones de adecuación educativa.

A su vez, los resultados de los modelos estimados para ambos sexos sugieren que la instrumentalización mediante la tasa de empleo es una estrategia adecuada para controlar el sesgo identificado, en la medida en que también muestran que la variable instrumental es significativa, con el signo (positivo) esperado, al máximo nivel de confianza (véase el cuadro 4). El signo positivo de la variable instrumental también constituye el resultado esperado, en la medida en que se interpreta que la probabilidad de empleo de una persona se encuentra positivamente asociada al nivel general de empleo de su grupo sociodemográfico, pero sin brindar información alguna sobre las características de las oportunidades de empleo disponibles.

b) Efectos de las variables explicativas

Los datos confirman el efecto significativo (negativo) de la condición de retornante reciente sobre el acceso al empleo y una inserción en ausencia de sobrecalificación. En particular, *ceteris paribus*, se observa que ser migrante de retorno reciente reduce 5 puntos la probabilidad de tener empleo respecto de la población no migrante. En cambio, transcurridos más de cinco años de la fecha de retorno, desaparece el efecto significativo de la experiencia migratoria sobre el acceso al empleo. La condición de retornante reciente se encuentra asociada a una reducción de 3,5 puntos en la probabilidad de no estar en condiciones de sobrecalificación, respecto de la población sin experiencia migratoria. Por su parte, entre la población retornada no reciente (con más de cinco años transcurridos tras el retorno) y la no migrante no existen diferencias significativas en materia de sobrecalificación.

En términos generales, los efectos de los factores explicativos incorporados en el análisis tienen el signo esperado en función de la literatura antecedente que aborda los desempeños laborales según condición migratoria para el caso uruguayo con modelos multivariados (Prieto, Robaina y Koolhaas, 2016; Koolhaas, 2016; Méndez, 2018; Márquez, Prieto y Escoto, 2020). En materia de acceso al empleo, los resultados para ambos sexos en conjunto muestran una mayor probabilidad de ocupación para los varones, las personas que se encuentran en pareja, que no conviven con niños pequeños, con educación terciaria completa, en edades centrales y que residen en Montevideo. Por su parte, la incorporación del año de la encuesta como control muestra que en cada año del cuatrienio 2013-2017 hay una menor probabilidad de empleo respecto de 2012, con efectos negativos más pronunciados a medida que transcurre el tiempo. Por último, la condición de afrodescendiente no resulta significativa en relación con el acceso al empleo, resultado que no se mantiene al considerar varones y mujeres por separado.

Con respecto a la (in)adecuación educativa del empleo, en general, las variables de control resultan significativas en el sentido esperado por la literatura. Por ejemplo, se observa una relación positiva con la edad y la educación, y una relación negativa con la condición femenina y afrodescendiente. En cambio, la presencia de menores en el hogar se encuentra negativamente relacionada con una inserción adecuada, lo que indica que las responsabilidades de cuidados tornan más selectivo el proceso de búsqueda de empleo y que solo se opta por un empleo cuando este es satisfactorio. Se corrobora, además, que la probabilidad de adecuación educativa (sin sobrecalificación) se incrementa con la edad y disminuye en Montevideo. Por otra parte, la no significación del coeficiente correspondiente al año de la encuesta refleja el carácter estructural del fenómeno.

c) Resultados de las estimaciones por sexo

En el caso de la población femenina, se confirma la existencia de un sesgo de selección en la decisión de trabajar, pues el coeficiente α resulta estadísticamente significativo al máximo nivel de confianza (véase el cuadro 5). A diferencia de lo observado cuando se consideran ambos sexos, en las estimaciones realizadas para las mujeres se aprecia una correlación positiva entre los términos de error de ambas ecuaciones. Ello sugiere que los factores no observados que inciden sobre la probabilidad de estar ocupada influyen en la misma dirección sobre la probabilidad de no estar sobrecalificada. En particular, en este grupo cobra más fuerza la hipótesis de que la inactividad o el desempleo pueden ser estrategias adoptadas para evitar caer en empleos de mala calidad y, de este modo, la muestra de mujeres trabajadoras estaría positivamente sesgada en factores no observables, como la motivación, la habilidad o la aversión al riesgo (Croce y Ghignoni, 2011; Nicaise, 2001).

Cuadro 5
Uruguay: estimaciones probit en dos etapas (con selección muestral),
mujeres, efectos marginales y errores estándar, 2012-2017

	Ocupado/a		No sobrecalificado/a	
	Efecto marginal	Error estándar	Efecto marginal	Error estándar
Condición migratoria (no migrante)				
Retornado reciente de España	-0,039	0,015	-0,026**	0,013
Retornado antiguo de España	0,038	0,022	-0,019	0,018
Año (2012)				
2013	-0,004	0,003	0,000	0,003
2014	0,000	0,003	0,000	0,003
2015	-0,004	0,003	-0,003	0,003
2016	-0,007**	0,003	-0,004	0,003
2017	-0,012***	0,003	-0,003	0,003
Afro (no afrodescendiente)	-0,008***	0,003	-0,001	0,003
Unido (no unido)	-0,062	0,002		
Menor6_hog (sin menores en hogar)	-0,046	0,002	0,007***	0,002
Nivel educativo (<= bach. incompleto)				
Bachillerato completo	-0,115***	0,003	-0,238***	0,004
Terciaria completa	0,060***	0,004	-0,272***	0,004
Grupos de edad (15 a 24 años)				
25 a 34 años	0,050***	0,004	0,021***	0,004
35 a 44 años	0,053***	0,004	0,028***	0,004
45 a 54 años	0,031***	0,004	0,039***	0,004
55 a 64 años	0,031***	0,003	0,038***	0,004
Montevideo (resto país)	0,037***	0,002	-0,029	0,002
Rama principal (sector primario)				
Industrias manufactureras			0,025***	0,006
Construcción			0,094***	0,010
Electricidad, gas, agua y saneamiento			0,109***	0,011
Comercio y reparaciones			0,115***	0,005
Transporte y almacenamiento			0,084***	0,008

	Ocupado/a		No sobrecalificado/a	
	Efecto marginal	Error estándar	Efecto marginal	Error estándar
Alojamiento y servicios de comida			0,083***	0,007
Resto del sector terciario			0,127***	0,005
Asalariado (autónomo, otros)			0,010***	0,002
Tasa empleo	0,009	0,000		
_cons	-1,440***	0,013	1,096	0,043
/athrho	0,190***	0,029		
Rho	0,188	0,028		
N				236 972
N truncadas				90 791
Wald chi2				10 569,57
Log verosimilitud				-177 136,4

Fuente: Elaboración propia sobre la base del procesamiento de microdatos de la Encuesta Continua de Hogares de 2012 a 2017.

Nota: *significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%; errores estándar robustos; categorías de referencia entre paréntesis.

En lo que respecta a la población masculina, los resultados de las estimaciones que informan acerca de la pertinencia de emplear modelos probit bietápico arrojan conclusiones menos contundentes. El coeficiente para el modelo bietápico que estima (de forma condicional a la primera etapa) la probabilidad de no sobrecalificación no es significativo, lo que sugiere, en este caso, que en la población masculina no existe un sesgo de selección en las decisiones de empleo. En síntesis, los resultados muestran que la metodología empleada es particularmente pertinente para el análisis de la inserción laboral de las mujeres, quienes, además de constituir prácticamente la mitad de la población retornada, aparecen como más propensas a tomar decisiones de no participar del mercado laboral cuando las ofertas de empleo no son satisfactorias (véase el cuadro 6).

Cuadro 6
Uruguay: estimaciones probit en dos etapas (con selección muestral),
varones, efectos marginales y errores estándar, 2012-2017

	Ocupado/a		No sobrecalificado/a	
	Efecto marginal	Error estándar	Efecto marginal	Error estándar
Condición migratoria (no migrante)				
Retornado reciente de España	-0,057***	0,012	-0,041***	0,011
Retornado antiguo de España	-0,009	0,017	-0,015	0,017
Año (2012)				
2013	-0,006**	0,002	0,003	0,003
2014	-0,009***	0,002	0,001	0,003
2015	-0,022***	0,002	0,003	0,003
2016	-0,029***	0,002	-0,001	0,003
2017	-0,035***	0,002	0,002	0,003
Afro (no afrodescendiente)	0,003	0,002	0,009***	0,003
Unido (no unido)	0,111***	0,002		
Menor6_hog (sin menores en hogar)	0,018***	0,002	0,009***	0,002

	Ocupado/a		No sobrecalificado/a	
	Efecto marginal	Error estándar	Efecto marginal	Error estándar
Nivel educativo (<= bach. incompleto)				
Bachillerato completo	0,015***	0,002	-0,388***	0,003
Terciaria completa	0,042***	0,003	-0,447***	0,005
Grupos de edad (15 a 24 años)				
25 a 34 años	0,004*	0,003	0,018***	0,004
35 a 44 años	0,010***	0,003	0,024***	0,004
45 a 54 años	-0,004	0,003	0,042***	0,004
55 a 64 años	-0,066***	0,002	0,051***	0,003
Montevideo (resto país)	-0,013***	0,001	-0,002	0,002
Ocupación (alta calificación no manual)				
Baja calificación no manual				
Manual calificado				
Manual no calificado				
Rama principal (sector primario)				
Industrias manufactureras			-0,008**	0,003
Construcción			0,010***	0,003
Electricidad, gas, agua y saneamiento			0,008	0,007
Comercio y reparaciones			0,038***	0,003
Transporte y almacenamiento			-0,004	0,004
Alojamiento y servicios de comida			0,063***	0,005
Resto del sector terciario			0,090***	0,003
Asalariado (autónomo, otros)			0,016	0,002
Tasa empleo	0,005***	0,000		
_cons	-1,288***	0,015	1,244***	0,027
/athrho	0,034	0,026		
Rho	0,034	0,026		
N				213 921
N truncadas				46 508
Wald chi2				25 523,75
Log verosimilitud				-131 384

Fuente: Elaboración propia sobre la base del procesamiento de microdatos de la Encuesta Continua de Hogares de 2012 a 2017.

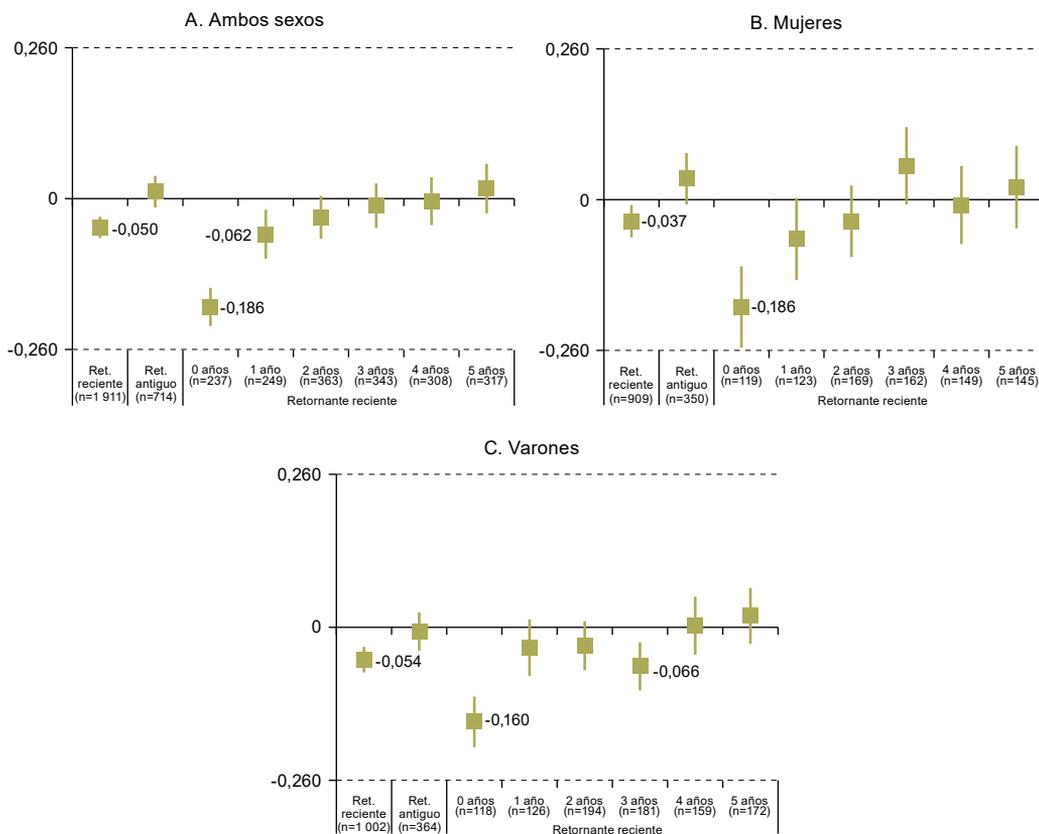
Nota: *significativo al 10%, ** significativo al 5%, *** significativo al 1%; errores estándar robustos; categorías de referencia entre paréntesis.

d) Efectos de la experiencia migratoria sobre el acceso al empleo según el tiempo transcurrido desde el retorno

Dado que en los modelos precedentes se observa un efecto significativo (negativo) de la condición de retornante reciente sobre la probabilidad de acceso al empleo, con el propósito de establecer puentes con la literatura sobre integración de poblaciones inmigrantes interesa profundizar en el análisis del rol del tiempo de residencia tras el retorno. Por ello, en la medida en que las observaciones lo permiten, en adelante se presentan los efectos marginales estimados de la condición de retornante reciente por cada año transcurrido desde el retorno, junto con sus respectivos intervalos de confianza.

Los modelos estimados sugieren que la situación desventajosa de los migrantes de retorno reciente en relación con los no migrantes se explica sobre todo por las personas recién llegadas. En particular, considerando ambos sexos, la brecha negativa de la población retornada reciente es considerablemente elevada para quienes no alcanzan a completar un año de residencia en el Uruguay (la probabilidad de estar ocupado es 19 puntos menor en comparación con los no migrantes), y deja de ser significativa transcurridos dos años del retorno. Por lo tanto, estos datos van en sintonía con las hipótesis que ponen énfasis en el carácter disruptivo del retorno sobre las trayectorias laborales, en el sentido de que las decisiones de retorno suelen tomarse antes de la aceptación de ofertas de empleo en el país de origen (Lindstrom, 2013), y entonces las dificultades de acceso a un empleo estarían asociadas, sobre todo, a un período de reajuste al mercado laboral uruguayo. El análisis desagregado por sexo corrobora este patrón e indica que la hipótesis del efecto disruptivo de la migración sería algo más atenuada en los varones (véase el gráfico 1).

Gráfico 1
Uruguay: efectos marginales de la condición de retornante de España sobre la probabilidad de estar ocupado, según sexo, 2012-2017

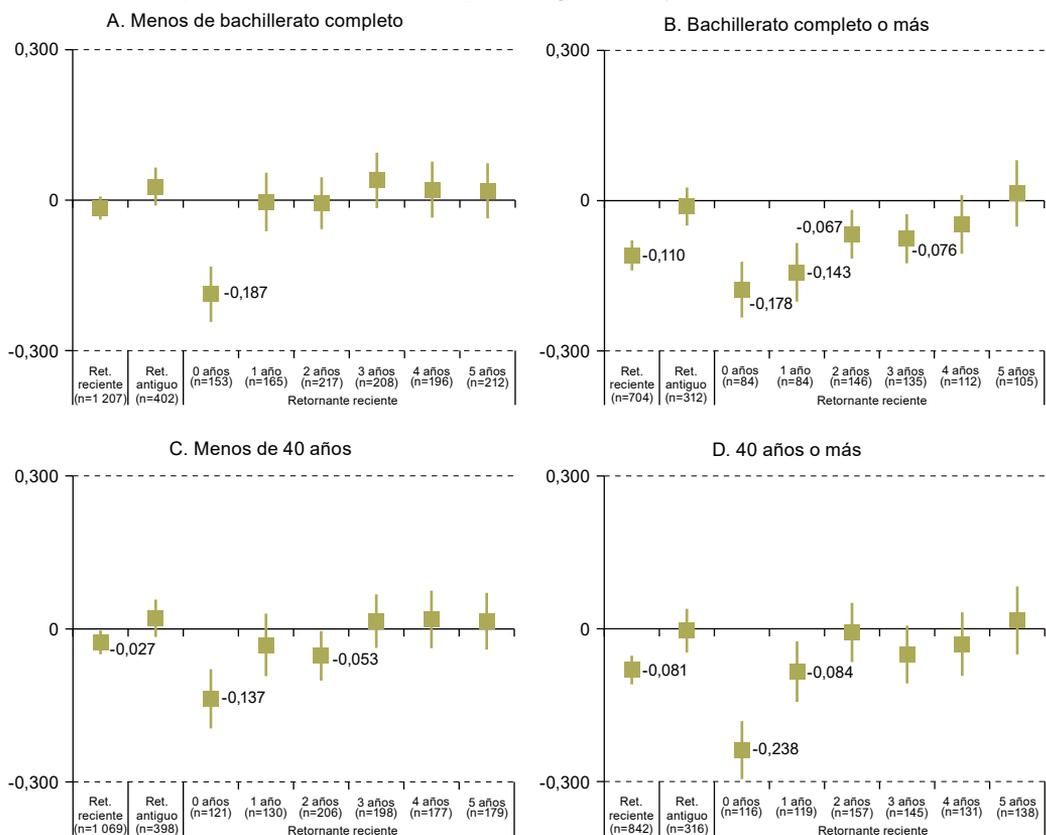


Fuente: Elaboración propia sobre la base del procesamiento de microdatos de la Encuesta Continua de Hogares de 2012 a 2017.

Nota: Intervalos estimados al 95% de confianza.

Al examinar en qué medida persiste y se acentúa la brecha negativa en el acceso al empleo para la población retornada en distintos subgrupos sociodemográficos, se encuentra que los dos más desfavorecidos son las personas de mayor nivel educativo (con al menos secundaria completa) y edad (40 a 64 años). Los resultados de los modelos estimados para estos subgrupos muestran que una persona retornada reciente de España con secundaria completa o más tiene, en promedio, 11 puntos menos de probabilidad de tener empleo que una no migrante. Esta brecha negativa se mantiene incluso hasta en la población con tres años de residencia ininterrumpida en el Uruguay tras el retorno y es especialmente pronunciada en los grupos de población retornada con hasta un año de residencia en el país de origen (véase el gráfico 2). Por su parte, la población retornada reciente de 40 años o más registra, en promedio, una probabilidad de estar ocupada de 8 puntos menos que la población no migrante de idéntica edad, y el efecto negativo de la condición de retornante tiende a desaparecer una vez transcurridos dos años del retorno.

Gráfico 2
Uruguay: efectos marginales estimados de la condición migratoria sobre la probabilidad de estar ocupado, según edad y nivel educativo, 2012-2017



Fuente: Elaboración propia sobre la base del procesamiento de microdatos de la Encuesta Continua de Hogares de 2012 a 2017.

Nota: Intervalos estimados al 95% de confianza.

Estos hallazgos que sugieren mayores dificultades de reintegración para la población más educada y de mayor edad coinciden con un estudio cuantitativo anterior enfocado en el conjunto de la población retornada uruguaya con independencia del país de procedencia, basado en datos del bienio 2012-2013 (Koolhaas, 2016). A su vez, los resultados abonan las explicaciones que ponen énfasis en aspectos como las dificultades de reconocimiento y transferibilidad del capital humano adquirido durante la experiencia migratoria, así como en el carácter más disruptivo del retorno sobre las trayectorias laborales de las personas en etapas avanzadas del curso de vida. Si bien un evento disruptivo en el contexto del mercado laboral uruguayo constituye una adversidad significativa para todas las personas en etapas avanzadas del curso de vida (con independencia de la condición migratoria), el evento migratorio (de retorno) incrementa notablemente las posibilidades de que se registre una disrupción en la trayectoria laboral, pues dicho evento disruptivo solo no existiría en el caso de que la decisión de retorno se encuentre exclusivamente motivada por una oportunidad laboral en el Uruguay.

e) Efectos condicionales y no condicionales de la experiencia migratoria sobre la sobrecalificación

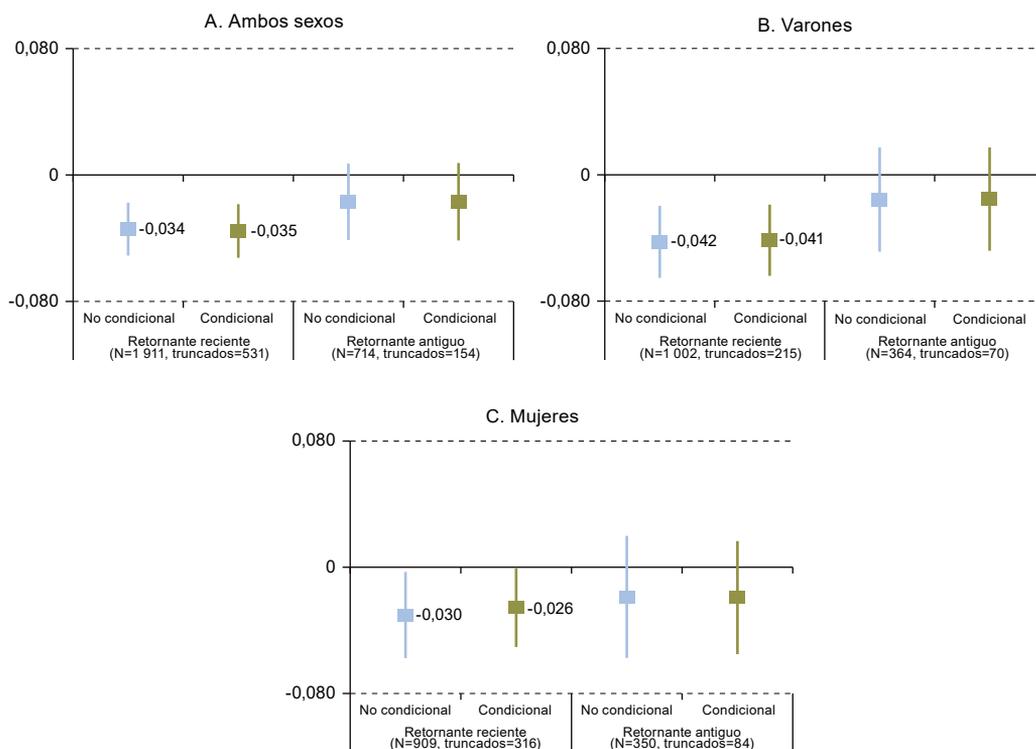
A continuación, interesa verificar en qué medida el efecto negativo de la experiencia migratoria sobre la probabilidad de encontrarse en una situación sin sobrecalificación se acentúa o reduce para diferentes grupos sociodemográficos (según sexo, edad y educación).

Los modelos en dos etapas estimados arrojan resultados similares a los modelos probit simples. En particular, se corrobora tanto para varones como para mujeres considerados en forma conjunta o separada, el efecto negativo de la condición de retornante reciente sobre la probabilidad de acceder a un empleo sin condiciones de sobrecalificación (véase el gráfico 3). A partir de la comparación entre los efectos marginales estimados mediante un modelo simple y otro bietápico se identifica que las diferencias entre ambas estimaciones aumentan al restringir el análisis a la población femenina, lo que vuelven a confirmar la pertinencia de la metodología en dos etapas cuando se incorpora en el estudio a las mujeres. Una vez más, esto sugiere que, sobre todo en el caso de las mujeres, una parte del desempleo o de la inactividad observada de la población retornada es voluntaria, en la medida en que se prefiere no aceptar ofertas de empleo que resulten insatisfactorias.

Al estimar los modelos bietápicos para los subgrupos segmentados por edad o nivel educativo se vuelve a identificar una acentuación del efecto negativo de la condición de retornante reciente. En este caso, el efecto de signo negativo de mayor magnitud se encuentra (como era de esperar en función de la naturaleza del indicador) en el segmento de personas que cuentan con un nivel educativo de al menos bachillerato completo (véase el gráfico 4). Respecto de los efectos marginales estimados según el carácter condicional o no a la etapa 1, los datos sugieren que, junto con las mujeres, el grupo más selectivo para aceptar ofertas de empleo es el más educado⁹.

⁹ Cabe recordar que la definición de sobrecalificación adoptada considera que una persona puede encontrarse en situación de sobrecalificación con un número de años de estudio superior a la media más una desviación estándar de su estrato ocupacional. Así, por ejemplo, una persona con 11 años de estudio o más que se desempeña como trabajadora doméstica se considera que se encuentra sobrecalificada.

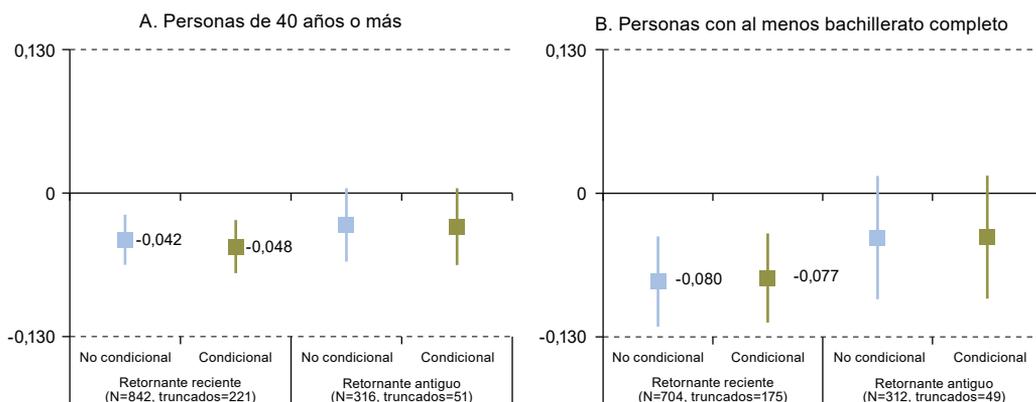
Gráfico 3
Uruguay: efectos marginales de la condición de retornante de España sobre la probabilidad de no estar sobrecalificado, según sexo, 2012-2017



Fuente: Elaboración propia sobre la base del procesamiento de microdatos de la Encuesta Continua de Hogares de 2012 a 2017.

Nota: Intervalos estimados al 95% de confianza.

Gráfico 4
Uruguay: efectos marginales de la condición de retornante de España sobre la probabilidad de no estar sobrecalificado, personas de 40 años o más o con al menos bachillerato completo, 2012-2017



Fuente: Elaboración propia sobre la base del procesamiento de microdatos de la Encuesta Continua de Hogares de 2012 a 2017.

Nota: Intervalos estimados al 95% de confianza.

D. Conclusiones

El análisis precedente, referido a la población retornada de España en el contexto de reintegración al Uruguay, permitió corroborar la hipótesis que sostiene la existencia de una relación negativa entre la condición de retornante reciente y el acceso al empleo, en sintonía con la literatura internacional (Muschkin, 1993; Arif, 1998; Saarela y Finnas, 2009; Mezger y Flahaux, 2013) y con antecedentes nacionales que no se enfocaron específicamente en un corredor migratorio determinado (Prieto y Koolhaas, 2014; Koolhaas, 2016).

La estrategia empírica utilizada de emplear modelos bietápicos para controlar los sesgos en el empleo ha corroborado su pertinencia para someter a prueba la relación entre la condición migratoria y la (in)adecuación educativa del empleo principal, considerando la alta proporción de mujeres en la población retornada. Esto se fundamenta principalmente en que la estimación de los efectos no condicionales de la experiencia migratoria en las condiciones laborales femeninas estaría sobreestimada en modelos probit simples, resultado que puede asociarse al mayor salario de reserva de las mujeres respecto de los varones, por ejemplo, como consecuencia de la desigual distribución de las tareas de cuidado.

Con base en dicha metodología, los resultados corroboran la existencia de una relación negativa de la experiencia migratoria con la reintegración laboral identificada en trabajos anteriores. Asimismo, sugieren la existencia de una relación positiva entre el tiempo transcurrido tras el retorno y el acceso al empleo en condiciones de adecuación educativa (sin sobrecalificación). En particular, los datos sugieren una acentuación del efecto negativo de la condición de retornante reciente en las personas de mayor edad y nivel educativo, los dos colectivos que resultan más afectados por el carácter disruptivo del retorno en las trayectorias laborales y en el segundo caso, eventualmente, también por barreras al reconocimiento y a la transferibilidad del capital humano. Este resultado coincide con trabajos anteriores (Lindstrom, 2013; Koolhaas, 2016; Mercier y otros, 2016) y reafirma la pertinencia del diseño de políticas que favorezcan los procesos de reintegración, atendiendo de forma más focalizada las vulnerabilidades específicas derivadas de la falta de experiencia reciente en el mercado de trabajo del país de origen.

En función de las limitaciones de la fuente de datos empleada, no concebida para el estudio de los procesos de (re)integración, no ha sido posible contrastar diversos factores explicativos de la reintegración laboral de las personas retornadas, incluidos los relacionados con la experiencia migratoria y la acumulación de recursos para preparar el retorno. De particular importancia son las omisiones relativas tanto a la información sobre los países donde se cursaron los niveles educativos formales, como a las características de la inserción laboral en el país ibérico y las habilidades adquiridas durante la emigración (ya sea por empleo o educación informal). Además de mayores precisiones para distinguir cuánto del capital humano portado por las personas retornadas proviene de la experiencia migratoria y cuánto ya había sido adquirido antes de la emigración, otro aspecto relevante del que se carece de información cuantitativa se relaciona con la duración de la experiencia migratoria y el mantenimiento de vínculos con el país de origen. Todos estos factores pueden incidir en los resultados analizados, pero lamentablemente no han sido observados en la fuente utilizada.

A pesar de las importantes limitaciones mencionadas, considerando que la muestra de personas retornadas corresponde a información de la población que ha retornado y no ha fallecido o vuelto a migrar y que, cuanto mayor es el tiempo transcurrido tras el retorno, más grande sería el sesgo derivado que solo observamos a quienes han retornado y permanecido en el Uruguay, la información recogida es más bien pesimista sobre el rol de la experiencia migratoria en la acumulación de recursos de capital económico y humano, en la medida en que en ningún caso se ha observado un efecto positivo de la experiencia migratoria en la reinserción laboral.

Bibliografía

- Arif, G.M. (1998), "Reintegration of Pakistani return migrants from the Middle East in the domestic labour market", *The Pakistan Development Review*, vol. 37, N° 2.
- Barrett, A. y J. Goggin (2010), "Returning to the question of a wage premium for returning migrants", *National Institute of Economic and Social Research (NIESR)*, vol. 213.
- Borjas, G. (1995), "Assimilation and changes in cohort quality revisited: what happened to immigrant earnings in the 1980s?", *Journal of Labor Economics*, vol. 13, N° 21.
- ___ (1985), "Assimilation, changes in cohort quality, and the earnings of immigrants", *Journal of Labor Economics*, vol. 3, N° 4.
- Chiswick, B. y P. Miller (2002), "Immigrant earnings: language skills, linguistic concentrations and the business cycle", *Journal of Population Economics*, vol. 15, No. 1, enero.
- Coniglio, N. D. y J. Brozowski (2018), "Migration and development at home: bitter or sweet return? Evidence from Poland", *European Urban and Regional Studies*, vol. 25, N° 1.
- Croce, G. y E. Ghignoni (2011), "Overeducation and spatial flexibility in Italian local labour markets", *MPRA Paper*, N° 29670.
- David, A. y C. Nordman (2017), "Skill Mismatch and Migration in Egypt and Tunisia", *Working Papers*, N° hal-01619817, HAL.
- Démurger, S. y H. Xu (2011), "Return migrants: the rise of new entrepreneurs in rural China", *World Development*, vol. 39, N°10.
- De Coulon, A. y M. Piracha (2005), "Self-selection and the performance of return migrants: the source country perspective", *Journal of Population Economics*, vol. 18.
- El-Mallakh, N. y J. Wahba (2021), "Upward or downward: occupational mobility and return migration", *World Development*, vol. 137.
- García, B. y E. Pacheco (2011), "La participación económica en el censo de población y vivienda de 2010", *Coyuntura demográfica*, vol. 1.
- González-Ferrer, A. (2012), "Retorno y reintegración de los migrantes latinoamericanos en Europa", *Propuestas para vincular las políticas de migración y empleo*, Madrid, FIIAP.
- Groot, W. y M. H. van den Brink (1997), "Allocation and the returns to overeducation in the United Kingdom", *Education Economics*, vol. 5, N° 2, Universidad de Amsterdam.
- Hazans, M. (2008), "Port-enlargement return migrants earnings premium: evidence from Latvia", septiembre, inédito.
- Hartog, J. (2000), "Over-education and earnings: where are we, where should we go?", *Economics of Education Review*, vol. 19.
- Jauhiainen, S. (2011), "Overeducation in the Finnish regional labour markets", *Papers in Regional Science*, vol. 90, N° 3.

- Kalfa, E. y M. Piracha (2013), "Immigrants' educational mismatch and the penalty of over-education", IZA DP, N° 7721.
- Kauhanen, M. y M. Kangasniemi (2013), "Returns to return migration: wage premium of Estonian return migrants from Finland", Discussion Paper, N° 290, Helsinki, Labour Institute for Economic Research.
- King, R. (2000), "Generalizations from the history of return migration", Ghosh, B. (ed.) *Return Migration: Journey of Hope or Despair?*, Ginebra, Organización Internacional para las Migraciones (OIM).
- Koolhaas, M. (2016), "Migración internacional de retorno en el Uruguay y reinserción laboral en tiempos de crisis económica internacional, 2011-2013", *Notas de Población*, N° 103 (LC/G.2696-P), Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- (2015), "Migración internacional de retorno en Uruguay: magnitud, selectividad y reinserción laboral en tiempos de crisis económica internacional", tesis para optar al grado de magister, Universidad de la República.
- Koolhaas, M. y M. Nathan (2013), *Inmigrantes internacionales y retornados en Uruguay*, Montevideo, Instituto Nacional de Estadística (INE)/Organización Internacional para las Migraciones (OIM)/Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA).
- Koolhaas, M., S. Robaina y V. Prieto (2019), "Modalidades y valoraciones en la reinserción socioeconómica de los uruguayos retornados", *¿Volver a casa?. Migrantes de retorno en América Latina. Debates, tendencias y experiencias divergentes* L. Rivera Sánchez (ed.), Ciudad de México, El Colegio de México.
- Lacuesta, A. (2010), "Revision of the self-selection of migrants using returning migrant's earnings", *Annals of Economics and Statistics*, N° 97/98.
- Lindstrom, D. (2013), "The occupational mobility of return migrants: lessons from North America", *The Demography of Europe*, G. Neyer, H. Kulu y N. Bernardi (eds.), Max Planck Institute for Demographic Research and Springer.
- Macadar, D. y A. Pellegrino (2007), *Informe sobre migración internacional en base a los datos recogidos en el Módulo Migración. Encuesta Nacional de Hogares Ampliada 2006*, Montevideo, Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD)/Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA)/Instituto Nacional de Estadística (INE).
- Márquez, C., V. Prieto y A. Escoto (2020), "Segmentación en el ingreso por trabajo según condición migratoria, género y ascendencia étnico-racial en Uruguay", *Migraciones*, N° 49.
- Mercier, M. y otros (2016), "Reintegration upon return: insights from Ecuadorian returnees from Spain". *International Migration*, vol. 54, N° 6.
- Méndez, L. (2018), "Immigrants' over-education and wage penalty. Evidence from Uruguay", *Documento de Trabajo*, N° 16, Instituto de Economía (IECON), Facultad de Ciencias Económicas y de Administración (FCEA), Universidad de la República.
- Mesnard, A. (2004), "Temporary migration and capital market imperfections", *Oxford Economic Papers*, vol. 56, N° 2.
- Mezger, C.L. y M.L. Flahaux (2013), "Returning to Dakar: a mixed methods analysis of the role of migration experience for occupational status", *World Development*, vol. 45.
- Monti, A. y I. Serrano (2022), "Economic reintegration postreturn-examining the role of return voluntariness, resource mobilization and time to prepare", *Population, Space and Place*, vol. 28.
- Muschkin, C. G. (1993), "Consequences of return migrant status for employment in Puerto Rico", *International Migration Review*, vol. 27, N° 1.
- Nicaise, I. (2001) "Human capital, reservation wages and job competition: Heckman's lambda re-interpreted", *Applied Economics*, vol. 33, N° 3.
- Obucina, O. y otros (2018), "Report on the economic integration of return migrants", Working Paper, vol. 11, Temper Project.

- OIM (Organización Internacional de las Migraciones) (2012), Perfil migratorio de Uruguay, Montevideo, Programa de Población.
- Petras Mc Lean, E. y M. Kousis (1988), "Returning migrant characteristics and labor market demand in Greece", *International Migration Review*, vol. 22, N° 4, Winter.
- Piracha, M. y F. Vadean (2009), "Return migration and occupational choice", *Studies in Economics*, N° 0905, Department of Economics, University of Kent.
- Prieto, V. y M. Koolhaas (2014), "Retorno reciente y empleo. Los casos de Ecuador, México y Uruguay", *Población y trabajo en América Latina: abordajes teórico-metodológicos y tendencias empíricas recientes*, L. Gandini y M. Padrón (eds.), Serie de Investigaciones de ALAP, Asociación Latinoamericana de Población (ALAP).
- Prieto, V., S. Robaina y M. Koolhaas (2016), "Acceso y calidad del empleo de la inmigración reciente en Uruguay", *Revista Interdisciplinaria da Mobilidade Humana*, vol. 24, N° 48, septiembre-diciembre.
- Prieto, V. (2016), "Las consecuencias de quedarse y de volver en el empleo de los uruguayos que migraron a España", *Notas de Población*, N° 102 (LC/G.2673-P) Santiago, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Saarela, J. y F. Finnas (2009), "Return migrant status and employment in Finland", *International Journal of Manpower*, vol. 30, N° 5.
- Sanromá, E. y R. Ramos (2004) "Over-education and local labour markets in Spain", documento presentado en el 44° Congreso de la Asociación Europea de Ciencias Regionales, Porto, 25-29 de agosto.
- Van de Ven, W. y B. Van Pragg (1981), "The demand for deductibles in private health insurance: A probit model with sample selection", *Journal of Econometrics*, vol. 17.
- Verdugo, R. y N. Verdugo (1989), "The impact of surplus schooling on earnings: some additional findings", *Journal of Human Resources*, vol. 24, N° 4.
- Whaba, J. (2015), "Who benefits from return migration to developing countries?", *IZA World of Labour*, vol. 123, febrero.
- Wassink, J. y J. Hagan (2018), "Self-employment and socioeconomic mobility. A dynamic model of self-employment and socioeconomic mobility among return migrants: the case of urban Mexico", *Social Forces*, vol. 96, N° 3.