



DOCUMENTO DE TRABAJO/ PREMIOS JOVENES N° 02

La Xenofobia: Un Análisis Micro de su Presencia en los Mercados Laborales del Mercosur

Premio Jóvenes Economistas de la Red Mercosur
Primera Generación 2009-2010

Gabriel Facchini – Ganador del Premio por Argentina
Tutora: Graciela Sanromán (dECON-UdelaR/Red Mercosur)



Abril de 2010



Documento de Trabajo N° 2

Premio Jóvenes Economistas de la Red Mercosur
Primera Generación 2009-2010

3

La Xenofobia:

Un Análisis Micro de su Presencia en los Mercados
Laborales del Mercosur

Gabriel Facchini – Ganador del Premio por Argentina
Tutora: Graciela Sanromán (dECON-UdelaR/Red Mercosur)

INDICE

1. Introducción	4
2. Análisis descriptivo	6
3. Metodología	8
3.1. Modelo de selección muestral de Heckman	9
3.2. Descomposición de Neuman-Oaxaca	9
4. Resultados	
4.1. Estimaciones de la ecuación de salarios por género y procedencia	11
4.2. Descomposición de la brecha salarial	11
5. Conclusiones	14
6. Bibliografía	15
APENDICE	16

Resumen

El presente trabajo analiza evidencia empírica respecto a la presencia de xenofobia en los mercados laborales de Argentina, Paraguay y Uruguay. En particular se comparan en cada país las estructuras salariales de migrantes nativos e inmigrantes del resto de países del Mercosur. Con la intención de controlar por la presencia de otras heterogeneidades entre los grupos, se usan en el análisis sólo aquellos nativos que trabajan en un aglomerado/ departamento distinto al de su nacimiento. Se encuentra evidencia de discriminación en contra de inmigrantes en dos de los tres países, Argentina y Paraguay. Los hombres inmigrantes en Paraguay son discriminados en el acceso al mercado laboral, lo cual disminuye la media salarial de este grupo en 16% respecto a la media de los nativos migrantes. En cambio las mujeres extranjeras en estos dos países perciben menores retornos por sus características una vez dentro del mercado. El caso de Paraguay es el más extremo dado que, en ausencia de sesgo de selección, si se corrigiera la discriminación desaparecería la brecha salarial entre mujeres. Los resultados muestran además que la corrección por autoselección afecta significativamente tanto las estimaciones de salarios como las consecuentes descomposiciones de las brechas salariales.¹

¹ El Autor agradece el apoyo, la paciencia y perseverancia de Graciela Sanroman durante el desarrollo de este proyecto. También a Cinthia Danove, Fernando Bazan y David Jaume por sus comentarios y acertadas sugerencias en anteriores versiones. Los errores u omisiones son total responsabilidad del autor.

I. Introducción

“La discriminación en el trabajo es una realidad cotidiana para cientos de millones de personas...Ni el talento, ni la capacidad, ni la competencia, influyen tanto en las oportunidades laborales y en el acceso al bienestar como la raza, la religión, la edad o el color de las personas”, Juan Soma-vía, Director General de la OIT, Ginebra, Mayo 2003.

La discriminación laboral consiste en dar un trato menos favorable a las personas por su etnia, sexo, color, religión, opiniones políticas, nacionalidad, u origen social, sin tener en cuenta sus méritos ni calificaciones (Tomei (2003)). Dentro de estas distintas fuentes la discriminación por nacionalidad ha sido objeto de abundantes investigaciones en países con mayor tradición migratoria en la segunda mitad del siglo XX, clásicamente países europeos o Estados Unidos.

La reflexión que se viene realizando en Europa en torno al rechazo a los inmigrantes se suele englobar bajo el concepto de “racismo”. Sin embargo, como explican Pereda et al. (2003)², esta palabra no se utiliza en su acepción estricta sino en un sentido más amplio -equivalente a xenofobia-, y sirve para designar un conjunto de **comportamientos discriminatorios** que no siempre tienen un referente físico-biológico. El objetivo preferente de ese **racismo sin razas** al que aluden los autores, son precisamente los inmigrantes. Sin embargo, la inmigración es un objeto ilusorio del racismo, pues éste incluye a varios colectivos autóctonos, como las minorías étnicas con problemas de integración social o los nativos descendientes de inmigrantes, y deja fuera a una gran parte de los extranjeros, como los procedentes de países más desarrollados, o los políticos y profesionales de alto nivel procedentes de cualquier país que trabajan en empresas multinacionales o pertenecen al cuerpo diplomático.

Durante las últimas tres décadas, los países de América Latina han experimentado una importante internacionalización de sus mercados laborales (Lattes et al., 1998). Aún cuando la gran mayoría de los flujos migratorios se han dirigido hacia sociedades más desarrolladas, también se ha observado una significativa migración entre países de la región (Martin y Midgley, 1999), particularmente en el Cono Sur, donde ya se han visto movimientos permanentes de migrantes afectados por los acuerdos entre países y políticas de liberalización. En este marco, el concepto de xenofobia puede ser aplicado también en esta región, sólo que en lugar de hablar de países desarrollados y subdesarrollados, la discriminación se observa entre países más o menos subdesarrollados.

El bloque del Mercado Común del Sur (Mercosur) está formado por 4 países con un origen común pero con marcados rasgos distintivos de cada uno. En estos términos, por ejemplo, podemos encontrar a Brasil, donde solo el 49% de la población es de raza blanca, o por otro lado, Paraguay, que sigue siendo el único país del bloque sin ley contra la discriminación laboral. En consecuencia, las barreras para ingresar al mercado laboral que se observan en un país no necesariamente son las mismas a las de otro país miembro, aunque las diferencias han disminuido a partir de la formación del bloque.

A pesar de haberse planteado desde la constitución del Mercosur la posible libertad de circulación de los trabajadores como uno de

sus elementos esenciales, en el transcurso de la década del '90 fue perdiendo fuerza. Sin embargo a partir de la celebración de los Acuerdos Migratorios de 2002, que establecen la libertad de residencia y trabajo para los ciudadanos del Mercosur, la situación dio un giro sustancial que posteriormente se vio reflejado en las legislaciones nacionales de casi todos sus países miembros. De estas recientes legislaciones surge una clara tendencia a garantizar, en la mayor medida posible, la libertad de circulación y trabajo, previendo situaciones especiales para los nacionales (nativos y nacionalizados) de los países de la sub-región, favoreciéndolos, por ejemplo, en cuanto los requisitos de ingreso, conversión de residencia temporaria en permanente, y simplificación de trámites.

La literatura empírica respecto a discriminación en la región es relativamente escasa, y aún más para el caso específico de discriminación de inmigrantes. En general centran su análisis en la discriminación por género. Bucheli y Sanroman (2005) y Farfán y Ruiz (2007) encuentran evidencia a favor de una discriminación en contra de la mujer en los mercados laborales de Uruguay y Argentina respectivamente, utilizando la metodología de descomposición salarial de Blinder-Oaxaca (1973). Dalle (2004) realiza un estudio sociológico acerca de la imagen que la sociedad argentina tiene de los inmigrantes brasileños. El autor encuentra que a pesar de que los argentinos gustan del estilo alegre y festivo de los nativos del Brasil, éstos sufren algún grado de discriminación en el mercado laboral, sobre todo en el caso de la mujer brasileña. Así mismo, enfatiza en sus conclusiones la necesidad de trabajos que indaguen el comportamiento de los inmigrantes en el mercado laboral. En ese sentido, Cerruti y Parrado (2003) contribuye al entendimiento de los movimientos migratorios en la región a través de un análisis de los patrones de migraciones laborales desde dos comunidades de Paraguay hacia Argentina. Sus resultados muestran una alta transferibilidad de habilidades entre los dos países siendo evidente que los migrantes tienden a estar positivamente seleccionados con respecto a su nivel educativo.

En este marco, el presente trabajo busca en cada uno de los mercados laborales del Mercosur evidencia que delate la presencia de discriminación de inmigrantes de otros países del bloque. El estudio hace uso de la Base de Datos Socioeconómicos para Latinoamérica y el Caribe (SEDLAC), desarrollada por el Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS) de la Universidad Nacional de La Plata, en conjunto con el Grupo de Pobreza y Género para América Latina y el Caribe (LCSPP) del Banco Mundial. La misma cuenta con bases de hogares armonizadas para 25 países de la región. Se utilizaron las encuestas correspondientes a 10 años para Argentina (de 1997 a 2006), 7 años en el caso de Paraguay (de 2001 a 2007), y 1 sólo año para Uruguay (2007). Para el caso de Brasil no se pueden hacer estimaciones del salario de los inmi-

² En el trabajo los autores realizan una importante reflexión en torno a la lógica de la discriminación y a su contrapunto, el trato igualitario.

grantes del Mercosur, debido a que la encuesta no pregunta cuál es la procedencia del individuo. Debido a esto se excluye a dicho país del análisis de descomposición salarial

En estudios de brecha salarial, el procedimiento típico consiste en primero investigar los determinantes de los salarios de cada grupo (en este caso nativos e inmigrantes), y luego usar esos resultados para esbozar conclusiones respecto a las diferencias en la formación de salarios de cada uno. De este esquema surgen tres problemas metodológicos, dos en la etapa de estimación de ecuaciones y el tercero en la de descomposiciones. Las ecuaciones de salario de cada grupo deben ser consistentemente estimadas con lo cual, si existen factores inobservables correlacionados con las características, la estimación de los retornos (en la que se sustenta la estimación de la discriminación) podría estar capturando las diferencias en inobservables y por lo tanto la estimación de la discriminación sería sesgada, generando el primer problema. No obstante, no es posible con los datos disponibles distinguir entre el efecto de inobservables y la discriminación, por lo tanto en este trabajo se interpreta como evidencia de discriminación toda la diferencia encontrada en la estimación de los parámetros que miden el retorno del capital humano. El segundo problema es la auto selección en la decisión de participación, presente si los individuos empleados no forman un subgrupo aleatorio de la muestra poblacional sino que difieren sistemáticamente del resto en aspectos inobservables de preferencias, oportunidades y productividad. Finalmente el tercer problema metodológico concierne a la correcta descomposición de la brecha salarial en presencia de autoselección.

En la estimación de las ecuaciones de salarios se sigue el procedimiento de dos etapas de Heckman. Dado la evidencia existente a favor de una segmentación de los mercados laborales por género, se realizan dos estimaciones para cada grupo, una para el caso de hombres y otra para el de mujeres. Luego dichas estimaciones son usadas en el análisis de la descomposición salarial de la brecha entre nativos e inmigrantes siguiendo la metodología de Neuman-Oaxaca (2003), la cual diferencia tres efectos: efecto características, efecto discriminación y efecto selección. Para la elaboración de conclusiones se trabaja sobre salarios potenciales (aquellos que se obtendrían en ausencia de discriminación por selección), restando a brecha salarial observada el efecto selección. Con el propósito de disminuir la heterogeneidad de inobservables entre nativos e inmigrantes, se usa en las estimaciones una submuestra del primer grupo: sólo aquellos nativos que se encuentren trabajando en un aglomerado /departamento distinto al de nacimiento son mantenidos en la base. De esta manera los dos grupos a comparar son más parecidos en términos de conocimiento de la estructura y funcionamiento del mercado en el que se incorporan.

El estudio muestra evidencia de discriminación en dos de los tres países, Argentina y Paraguay. El caso de Uruguay se muestra como el único donde ambos grupos de inmigrantes son tratados de forma equitativa, con brechas salariales no estadísticamente distintas de 0. Estos resultados se condicen con la comparación de medias salariales en cada país, de donde se deduce que en promedio, los inmigrantes de la región obtienen un salario menor en Argentina, similar en Uruguay, y mayor en Paraguay. Respecto a las estimaciones de las ecuaciones de salarios, se concluye que la corrección por selección puede tener un impacto significativo tanto en las estimaciones sala-

riales como en la descomposición de la brecha salarial. Corrigiendo los salarios observados por selección, se observa que entre un 42% (hombres en Argentina) y un -147% (hombres en Paraguay) de la brecha potencial de salarios corresponde a discriminación. Esto último implica que en Paraguay los inmigrantes perciben un efecto discriminación a su favor, es decir, una sobrepaga en su salario por sobre los nativos migrantes del país.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera: en la sección 2 se incluye un análisis descriptivo de las bases, enfocado en aspectos referentes de un mercado laboral; la sección 3 explica la metodología utilizada; los resultados del análisis contrafactual aparecen en la sección 4; finalmente la sección 5 sintetiza las conclusiones desde un enfoque que busca contribuir a la elaboración de política pública.

II. Análisis descriptivo

Para este proyecto se tuvo acceso a la Base de Datos Socioeconómicos para Latinoamérica y el Caribe (SEDLAC)³, desarrollada por el Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS) de la Universidad Nacional de La Plata, en conjunto con el Grupo de Pobreza y Género para América Latina y el Caribe (LCSPP) del Banco Mundial. Dicha base cuenta con microdatos de encuestas de hogares para 25 países de Latinoamérica y el Caribe (LAC por sus siglas en inglés). Vale aclarar que en el trabajo se consideran comparables variables que surgen de encuestas distintas, realizadas en países distintos. Entonces, por ejemplo, se considera de igual calidad un año educativo en Argentina, Paraguay y Uruguay, cuando en realidad, posiblemente para algunas zonas lo sea, pero para otras no. A pesar de que supuesto podría ser muy fuerte, el mismo es necesario para poder hacer comparaciones en las medias de características de los trabajadores.

El objetivo de la presente investigación es encontrar evidencia que analice la presencia de discriminación en los mercados laborales del Mercosur, para lo cual se hace uso de las encuestas de hogares de los países miembros del bloque. Un problema fundamental es la escasa muestra de inmigrantes del Mercosur en cada cohorte, lo cual hizo necesario agrupar las bases de distintos años para cada país, agregando en las regresiones variables dicotómicas por año para controlar por cambios exógenos al modelo entre cada período. Las bases fueron seleccionadas con el fin de maximizar el número de observaciones, considerando que la metodología de medición de las variables utilizadas fuera la misma en todos los años. Para Argentina se consideraron diez años (de 1997 a 2006), siete años en el caso de Paraguay (de 2001 a 2007), y un sólo año para Uruguay (2007), debido a que las encuestas anteriores no diferenciaban a los inmigrantes por nacionalidad. En el caso de Brasil dicho problema se encuentra en todas las encuestas de hogares presentes en la base SEDLAC a la fecha de este trabajo, razón por la cual se optó por excluir este país del análisis. Vale aclarar que de todas maneras los inmigrantes de origen brasilero presentes en las encuestas de los otros tres países miembros son incluidos en el estudio de los mercados laborales en que participan.

Para enfrentar la escasez de observaciones, en el presente trabajo se compara la estructura de salarios que enfrentan los trabajadores nativos contra la percibida por el grupo de inmigrantes del Mercosur en su conjunto, sin diferenciar en cuál de los tres países restantes del bloque nació. De esta forma las estadísticas y resultados presentados en esta investigación respecto al grupo de inmigrantes corresponden a un heterogéneo aglomerado de individuos provenientes de alguno de los países del Mercosur, sin ningún tipo de balance buscado en sus participaciones⁴.

Es común en trabajos que aplican la metodología de descomposición salarial considerar en su análisis individuos entre 25 y 55 años (Bucheli y Sanroman (2005); Beblo et al. (2003)), con el propósito de evitar que los resultados sean excesivamente afectados por decisiones de educación y jubilación temprana que difieran entre países. En el presente trabajo se utilizó un rango de edades mayor, con individuos entre 20 y 60 años, con el objetivo de aumentar el número

de inmigrantes en la muestra. Así mismo, la idea de que en países en desarrollo los individuos comienzan su etapa laboral a edades más tempranas y tienen que trabajar hasta edades superiores para mantenerse, justifica esta selección etárea.

También se eliminan de la muestra aquellos individuos considerados ocupados, pero que no declaran ingresos, y quienes trabajan menos de 8 horas semanales. Esta restricción apunta a disminuir los posibles errores de medición relacionados con la medición de salarios. La presencia de trabajadores part-time se contempla luego en las estimaciones.

Se incluyen en la muestra individuos de ambos sexos. Considerando las diferencias encontradas en la literatura respecto a las estructuras salariales de cada género, se analizan por separado las descomposiciones de la brecha salarial para cada uno, con lo cual, para cada país se obtienen dos descomposiciones: una entre nativos e inmigrantes hombres, y otra entre nativas e inmigrantes mujeres.

Debido a la escasez de observaciones de inmigrantes del Mercosur que presentan algunos aglomerados/departamentos, se decidió eliminar de la muestra aquellos que cuentan con menos de 100 observaciones de ese grupo⁵. El gráfico A.1 del apéndice muestra la distribución de la muestra de cada país entre los distintos aglomerados o departamentos. Se observa que para el caso de Argentina y Paraguay, los departamentos seleccionados para el análisis posterior representan alrededor del 90% de la muestra de inmigrantes habitando dichos países, mientras que para Uruguay es solo el 66%, con lo cual no es necesariamente una muestra representativa, como podemos asegurar en los otros dos casos. Para los casos de Argentina y Uruguay, la mayor parte de los inmigrantes se concentran en las capitales. Distinto es el caso de Paraguay, donde observamos una mayor concentración en los departamentos del Noreste, fronterizos con Brasil.

Finalmente, se decidió comparar el salario promedio del grupo extranjero con el salario promedio de aquellos nativos que no habitan en el lugar donde nacieron, eliminando de la muestra aquellos individuos que trabajan en el mismo sitio de su nacimiento⁶. El objetivo detrás de esta estrategia es hacer más homogéneas las características de ambos grupos a comparar. Dado que de esta manera todos los individuos se enfrentan a un entorno distinto al de su nacimiento, posiblemente se encontrarán con similares restricciones en términos de redes sociales, manejo de las instituciones, dialectos, y otros inobservables que no pueden controlarse cuando sólo se cuenta con bases de corte transversal como en este caso. La presente estrategia de identificación es una contribución de este trabajo que permite controlar por una fuente importante de heterogeneidad inobservable y tiene la ventaja de no disminuir el número de observaciones del grupo con baja representatividad (dado que sólo se eliminan observaciones de individuos nacidos en el país de la encuesta).

⁴ En los mercados laborales de los 3 países que se analizan, se observa que el grupo de inmigrantes del Mercosur presenta una nacionalidad altamente mayoritaria, seguida por 2 mucho menos representadas. Y el grupo mayoritario cambia dependiendo del país bajo análisis.

⁵ Se controla que para el grupo de los nativos del país la restricción también se cumpla.

⁶ Para el caso de Argentina, la identificación de localidad se hace a nivel aglomerado. En Paraguay y Uruguay, se usa la identificación de departamentos.

Tabla 2: Principales estadísticas descriptivas

	Num. de Obs.	% de Ocupados media	(log) Salario horario*		Horas trabajadas		Edad		Años de Educación	
			media	error est.	media	error est.	media	error est.	media	error est.
Panel A: HOMBRES										
Argentina										
Nativos	42,149	77%	1.50	0.82	36.58	25.11	36.61	12.31	10.29	3.80
Nativos migrantes	16,329	81%	1.69	0.80	38.59	24.45	41.42	11.96	9.13	3.99
Inmigrantes Mercosur	1,909	79%	1.35	0.71	38.33	24.56	44.20	12.23	8.18	3.57
Paraguay										
Nativos	12,973	87%	8.25	1.04	42.79	22.46	35.48	12.06	8.21	4.48
Nativos migrantes	11,430	89%	8.38	1.00	46.33	23.20	40.26	12.12	7.79	4.37
Inmigrantes Mercosur	2,061	93%	8.74	1.16	50.40	20.87	39.97	11.47	6.26	4.68
Uruguay										
Nativos	13,670	86%	3.83	0.90	38.20	21.07	39.22	12.69	9.84	3.99
Nativos migrantes	5,897	87%	3.82	0.82	39.17	20.92	43.51	12.60	9.30	4.01
Inmigrantes Mercosur	274	86%	3.91	0.97	37.59	20.06	37.55	13.38	11.12	4.10
Panel B: MUJERES										
Argentina										
Nativos	46,723	46%	1.49	0.82	16.67	21.18	37.35	12.61	10.57	3.91
Nativos migrantes	17,917	46%	1.70	0.81	16.39	21.06	41.21	12.30	9.28	4.14
Inmigrantes Mercosur	2,407	40%	1.27	0.82	15.11	22.47	43.96	12.41	7.91	3.71
Paraguay										
Nativos	13,037	55%	8.25	1.04	22.84	25.87	35.33	12.15	8.26	4.81
Nativos migrantes	11,436	52%	8.25	0.99	23.44	27.96	39.29	12.30	7.56	4.45
Inmigrantes Mercosur	1,846	45%	8.42	1.13	17.73	24.60	38.61	11.29	6.18	4.99
Uruguay										
Nativos	15,050	63%	3.77	0.86	23.10	20.98	39.75	12.80	10.46	4.10
Nativos migrantes	7,030	61%	3.75	0.81	22.05	21.23	43.99	12.89	9.81	4.18
Inmigrantes Mercosur	389	62%	3.74	0.93	23.28	23.00	38.51	13.55	10.99	4.52

* En moneda nacional constante base 2005

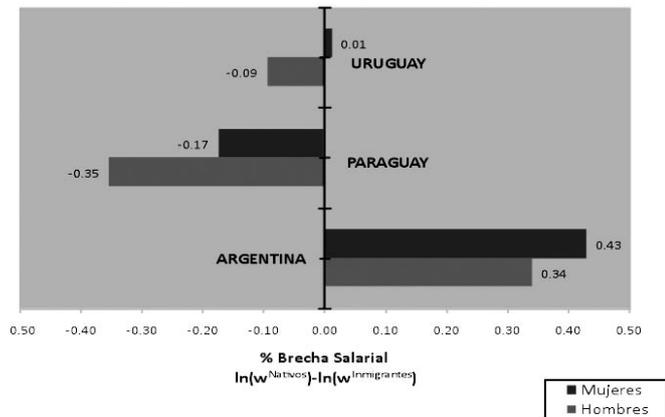
Fuente: Elaboración propia en base a datos de SEDLAC.

La Tabla 1 informa acerca del tamaño de las muestras que resultan para cada país y grupo, así como una breve descripción de las variables referentes para el análisis de los mercados laborales. El bloque A se refiere a la muestra de hombres, y el B a la de mujeres. Las muestras de inmigrantes van desde los 2.407 individuos para las mujeres de Argentina, a 274 individuos en el caso de los hombres en Uruguay, lo cual debe ser tenido en cuenta al momento de interpretar los resultados de este último país.

Se puede observar que Argentina es el país con un menor porcentaje de ocupados para ambos sexos. Para mujeres, Uruguay es el país con un mayor ratio de ocupación, mientras que para los hombres Paraguay ocupa el primer lugar. Respecto a los salarios, en Argentina y Paraguay los nativos migrantes cobran un mayor salario horario que aquellos que trabajan en su ciudad natal. Aún cuando en Argentina la brecha salarial entre esos dos grupos es importante para ambos sexos, en Uruguay los nativos migrantes cobran salarios iguales a los percibidos por no migrantes. Dado que ambos países tienen un ratio similar de gente que se mudó a otro aglomerado/departamento en su propio país (alrededor del 30% de la muestra), esta diferencia en brechas puede implicar mayores restricciones a la movilidad en Argentina, posiblemente relacionadas con el tamaño del territorio (esta última cuenta con un territorio casi 16 veces mayor al de Uruguay).

En el Gráfico 1 se compara la brecha salarial promedio entre los dos grupos de migrantes (extranjeros y nativos). Puede apreciarse que en Argentina los inmigrantes del bloque obtienen un salario por hora menor (34% para el caso de hombres y 43% para el sexo opuesto), y trabajan un número similar de horas. Situación inversa se plantea en Paraguay, donde los inmigrantes tienen salarios entre un 35% y 17% superiores, para hombres y mujeres respectivamente, pero con hombres trabajando más que los oriundos del país, y mujeres trabajando menos. En el caso de Uruguay existe una notable similitud entre nativos y extranjeros tanto en términos de salario como de horas trabajadas, para ambos géneros, que induce a pensar que en éste país será más difícil encontrar evidencia de discriminación. La no evidencia, en este caso, puede ser producto de que no existe discriminación o que la muestra no contiene la suficiente variabilidad como para identificar las diferencias.

Gráfico 1: Brecha Salarial entre Nativos e Inmigrantes del Mercosur



Fuente: Elaboración propia en base a datos de SEDLAC.

Finalmente, los niveles educativos alcanzados por inmigrantes normalmente no alcanzan los niveles de los nativos en Argentina y Paraguay, pero los superan en el caso de Uruguay, situación que se cumple tanto para hombres como para mujeres. Esto resalta 2 tipos de fluctuaciones distintas de mano de obra, calificada hacia Uruguay (en su mayoría argentinos), y menos calificada hacia Argentina y Paraguay (en general provenientes de Paraguay en el primer caso, y de Brasil en el segundo). Esto puede ser un indicio de complementariedad en el trabajo, producto de la escasez relativa de factores, dado que los nativos argentinos en la muestra tienen una media de años de educación superior a la de Uruguay, y los nativos paraguayos una media inferior a la argentina.

III. Metodología

Dentro de los orígenes del estudio de esta temática se destaca el trabajo de Blinder (1973) y Oaxaca (1973), quienes proponen una descomposición de la brecha salarial promedio para inferir qué proporción de la misma corresponde a diferencias en atributos laborales de los distintos grupos y qué parte puede asignarse a diferencias en los retornos a los atributos laborales, considerándose tradicionalmente este último componente como discriminación. El procedimiento consiste en estimar separadamente las ecuaciones de salarios (en logaritmos) para 2 grupos de trabajadores para luego descomponer la diferencia en sus salarios medios en 2 partes, a saber: discriminación (remuneración o parte sin explicar) y capital humano (características o parte explicada). La descomposición más sencilla adopta una de las estructuras de salarios estimadas como la no discriminatoria, normalmente correspondiente al grupo que el investigador considera dominante en el mercado laboral. Las diferencias en características medias de los dos grupos son ponderadas por los coeficientes estimados de la estructura de salarios (normalmente considerando los retornos que recibe el grupo dominante) para obtener la parte de la diferencia salarial total que es posible atribuir a diferencias en el capital humano de ambos grupos. El residuo de la diferencia que queda sin explicar se considera como la porción asignable a discriminación. Equivalentemente, el efecto discriminación puede ser calculado directamente como la suma de las diferencias en los coeficientes estimados entre los dos grupos de trabajadores, ponderadas por la media de las características del grupo subordinado.

A partir de los trabajos de Blinder (1973) y Oaxaca (1973) surgieron diversos estudios que mejoran las metodologías de micro-descomposiciones, intentando extender el análisis de la discriminación a distintos puntos de la distribución del ingreso, y perfeccionan las técnicas de estimación.

Dentro de éstos, un importante problema a corregir en la estimación de las ecuaciones salariales es el sesgo de selección muestral asociado a los procesos de determinación del empleo, particularmente en el caso de las mujeres. En la presencia de autoselección en la fuerza laboral, usar MCO para estimar las ecuaciones de salario puede generar estimadores sesgados e inconsistentes, como sugiere Heckman (1976). Esto se debe a que los salarios observados corresponden sólo a un porcentaje de la población, aquella que busca trabajo y lo encuentra. Pero si la selección dentro de este grupo tiene su fundamento en algún factor que al mismo tiempo está correlacionado con los determinantes inobservables del salario, entonces hay un sesgo de selección. Por ejemplo, si los individuos más hábiles son aquellos que consiguen trabajo, y los menos hábiles se autoseleccionan fuera porque tienen menos probabilidades de conseguir empleo, entonces la estructura de salarios solo es fiel para el grupo más hábil, pero no para toda la población.

Heckman (1976) propone dos técnicas de estimación para corregir este sesgo. La primera consiste en una estimación de máxima verosimilitud (ML) de un modelo de selección asumiendo una distribución normal bivariada de los términos de error de las ecuaciones de participación y salarios. El otro método consta de 2 etapas, una esti-

mación de ML de un modelo probit de participación laboral, y una estimación MCO de la ecuación de salarios usando solo ocupados e incluyendo como variable explicativa adicional la inversa del ratio de Mills ($\hat{\lambda}$) estimada en el primer paso. Ambos procedimientos requieren la disponibilidad de un instrumento válido que contribuya a determinar la probabilidad de estar ocupado pero que no sea determinante de los salarios. En la práctica, dichas restricciones de exclusión son difíciles de encontrar; no obstante, en el caso del salario se utiliza normalmente como instrumento para la identificación el ingreso del resto del hogar. La consistencia de los estimadores en la ecuación salarial depende de la correcta selección de la variable que cumple con la restricción de exclusión en ausencia de la cual el modelo está identificado sólo por forma funcional y por lo tanto las estimaciones no son consistentes.

Modelo de selección muestral de Heckman

La mayoría de los estudios de discriminación en mercados laborales usan una regresión MCO para estimar la ecuación de salarios, considerando sólo individuos empleados en su modelo,

$$Y_i^J = X_i^J \beta^J + u_i^J, \quad J = O, M \quad (1)$$

donde Y_i^J es el logaritmo del salario horario de mercado observado. El vector X_i^J contiene el conjunto de variables explicativas normalmente usadas en una ecuación de Mincer. u_i^J es el término de error i.i.d. con media 0 y varianza $\sigma_{u_j}^2$. El subíndice i se utiliza para los individuos dentro de cada grupo. Por simplicidad, el supra índice de nacionalidad J (O = oriundos del país y M =inmigrantes del Mercosur) se omitirá cuando no sea necesario.

Sin embargo, si una parte importante de la muestra no se encuentra empleada, se puede estar en presencia de selección endógena si los inobservables de la ecuaciones de salario y participación están correlacionados, en cuyo caso estimaciones de MCO llevarían a coeficientes sesgados e inconsistentes.

El modelo estructural que plantea el problema de selección muestral puede formalizarse mediante un sistema de 2 ecuaciones, una de empleo y otra de participación laboral, que para un individuo i perteneciente al grupo J están dadas por:

$$L_i^J = H_i^J \gamma^J + \varepsilon_i^J, \quad (2)$$

$$Y_i^J = X_i^J \beta^J + u_i^J, \quad (3)$$

donde L_i^J y Y_i^J son variables latentes, la primera asociada con estar empleado y la segunda representando el salario horario que percibiría el individuo i del grupo J en el mercado (en logaritmos), H_i^J es un vector de determinantes de empleo, es el vector de parámetros asociados, y ε_i^J y u_i^J son los términos de error i.i.d. que siguen una distribución normal bivariada $(0, 0, \sigma_{\varepsilon_j}, \sigma_{u_j}, \rho_j)$.

La probabilidad de estar empleado puede ser expresada como

$$\begin{aligned} \text{Prob}(L_i^J > 0) &= \text{Prob}(\varepsilon_i^J > -H_i^J \gamma^J) \\ &= \Phi(H_i^J \gamma^J), \end{aligned} \quad (4)$$

donde $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución acumulada de una distribución normal estándar (la varianza de ε_i^J es normalizada a 1). Dado que los salarios son observados sólo para aquellos individuos para quienes $L_i^J > 0$, el modelo que se propone estimar es el siguiente:

$$D_i^J = 1(Y_i^J > 0) = 1(\varepsilon_i^J > -H_i^J \gamma^J) \quad (5)$$

$$Y_i^J = Y_i^J \text{ si } D_i^J = 1, \quad (6)$$

donde D_i^J es una variable ficticia que adopta el valor 1 si el individuo se encuentra empleado y el valor 0 en caso contrario, y Y_i^J es el salario horario de mercado observado únicamente para quienes están empleados.

De esta manera, el salario esperado para un individuo se determina como

$$= X_i^J \beta^J + \theta^J \lambda_i^J,$$

Donde $\theta^J = \rho^J \sigma_{u_j}$, $\lambda_i^J = \frac{\phi(H_i^J \gamma^J)}{\Phi(H_i^J \gamma^J)}$, y $\phi(\cdot)$ es la función de densidad normal estándar. La ecuación a estimar para los individuos empleados puede expresarse como

$$[Y_i^J] \text{ 'J} \mid [L_i^J = 1] \text{ 'J} > 0 = X_i^J \beta^J + \theta^J \lambda_i^J + \text{error} \quad (8)$$

En este punto resulta claro cómo, si no se controla por auto-selección, el término λ forma parte del error y, en caso de estar correlacionado con X , las estimaciones serán sesgadas e inconsistentes.

Descomposición de Neuman-Oaxaca

El procedimiento general de cualquier método de descomposición comienza por la estimación de una ecuación de salarios usando características del individuo (ecuación de Mincer) y de su entorno (ej. lugar de trabajo) como variables explicativas. El vector β de precios estimados y el promedio del capital humano y de las características del trabajo para los 2 grupos a comparar son usados para computar las diferencias ponderadas en la media de las características. Se asume que esta parte de la brecha salarial refleja diferencias en productividad (asociadas a que los individuos tienen atributos laborales, capital humano, diferentes) y se denomina **Efecto Características**. La brecha salarial ajustada se calcula como la diferencia entre la brecha salarial total observada y la fracción explicada por la diferencia en características de capital humano de cada grupo, y mide la diferencia entre ambos grupos en las remuneraciones de iguales características. Este segundo término se llama **Efecto Remuneración**.

Suponiendo se pueden obtener estimaciones insesgadas de los retornos a las características siguiendo una regresión MCO como la determinada en (1), Oaxaca (1973) y Blinder (1973) propusieron la siguiente descomposición de la brecha salarial observada:

$$\begin{aligned} \bar{Y}^O - \bar{Y}^M &= (\bar{X}^O \hat{\beta}^O - \bar{X}^M \hat{\beta}^O) + (\bar{X}^M \hat{\beta}^O - \bar{X}^M \hat{\beta}^M), \\ &= (\bar{X}^O - \bar{X}^M) \hat{\beta}^O + \bar{X}^M (\hat{\beta}^O - \hat{\beta}^M), \end{aligned} \quad (9)$$

donde $\hat{\beta}^O$ es el precio que perciben los individuos oriundos del país por sus características, el cual es tomado en el presente trabajo como estructura de salarios no discriminatoria. El primer término, $(\bar{X}^O \hat{\beta}^O - \bar{X}^M \hat{\beta}^O)$, indica el diferencial hipotético de salarios si los inmigrantes enfrentaran la misma estructura de salarios que los nativos. El segundo término, $(\bar{X}^M \hat{\beta}^O - \bar{X}^M \hat{\beta}^M)$, muestra la brecha existente entre el ratio hipotético de salarios asumido para los inmigrantes, y su salario promedio observado. Si se asume como referencia la estructura de salarios de los extranjeros o un vector ponderado de ambas, los resultados de la descomposición pueden ser distintos. Oaxaca y Ransom (1994) presentan en detalle estas variaciones y las consecuencias empíricas de su uso.

En el caso que la selección de las personas ocupadas no sea aleatoria y que los inobservables que determinan dicha selección estén correlacionados con los inobservables que determinan los salarios (por ejemplo habilidad), las anteriores estimaciones por MCO, y consecuentemente las descomposiciones, van a estar sesgadas. Al aplicar el proceso de 2 etapas de Heckman se pueden distinguir los efectos características y remuneración del **Efecto Selección**. Esto nos da una idea de cómo sería la distribución de salarios de cada grupo en ausencia de sesgo muestral.

A partir de (5) es claro que la descomposición salarial para el caso en que se corrige por selección muestral adopta la siguiente forma:

$$\bar{Y}^O - \bar{Y}^M = (\bar{X}^O - \bar{X}^M) \hat{\beta}^O + \bar{X}^M (\hat{\beta}^O - \hat{\beta}^M) + (\tilde{\lambda}^O \hat{\theta}^O - \tilde{\lambda}^M \hat{\theta}^M), \quad (10)$$

donde $\hat{\theta}$ es una estimación de $\rho\sigma_u$, y $\tilde{\lambda}$ es una estimación de la media de la Inversa del Ratio de Mills (IMR). Los primeros 2 términos en (7) son los componentes ya conocidos de características (capital humano) y remuneración. Sin embargo, no es evidente qué tratamiento debe darse al último término dentro del esquema de la descomposición. Para poder continuar, es necesario hacer ciertos supuestos, dependiendo de la definición de discriminación que se adopte.

Una forma de solucionar este problema es simplemente restar el efecto selección de la diferencia salarial total, de manera tal de quedarse sólo con los términos ya familiares de la descomposición:

$$(\bar{Y}^O - \bar{Y}^M) - (\tilde{\lambda}^O \hat{\theta}^O - \tilde{\lambda}^M \hat{\theta}^M) = (\bar{X}^O - \bar{X}^M) \hat{\beta}^O + \bar{X}^M (\hat{\beta}^O - \hat{\beta}^M), \quad (11)$$

La ecuación (11) es una descomposición de la diferencia salarial corregida por sesgo de selección, es decir, una medida de la diferencia en salarios potenciales u ofrecidos, la cual en general será diferente de la descomposición de la diferencia salarial observada $(\bar{Y}^O - \bar{Y}^M)$.

Neuman y Oaxaca (2001) intentan estimar la desigualdad salarial a partir de una definición de la descomposición salarial que incluya el efecto selección, como en la ecuación (10). Dependiendo de la forma en que se descomponga el término de selección, los autores arriban a distintas estimaciones de efecto características y discriminación, a partir de las cuales concluyen que la determinación de qué realmente constituye inequidad está sujeto a opiniones acerca de qué diferencia de parámetros constituye discriminación. De todas formas,

los estudios empíricos defienden la significancia de la corrección por auto-selección, particularmente para mujeres.

Dado que el presente trabajo se centra en el análisis de la presencia de discriminación (y no en la selección en sí misma), y las controversias que surgen al tratar de identificar qué constituye discriminación dentro del efecto selección (debido a la participación de factores subjetivos), en las descomposiciones subsiguientes se sigue el esquema de la ecuación (11).

IV. Resultados

El presente trabajo de investigación analiza evidencia empírica respecto a la presencia de discriminación en los mercados de trabajo de 3 países del Mercosur, a saber: Argentina, Paraguay, y Uruguay. Para las muestras obtenidas se proveen los resultados de la descomposición de Oaxaca-Blinder siguiendo dos metodologías distintas para la estimación de la ecuación de salarios: la estimación por MCO de la ecuación (1) considerando únicamente aquellos individuos que obtienen un salario positivo; y la estimación de las ecuaciones (2) y (3) siguiendo el procedimiento en dos etapas de Heckman ya mencionado.

Estimaciones de la ecuación de salarios por género y procedencia

Las ecuaciones de salarios de ambos sexos están conformadas por las mismas variables. Como variables explicativas se incluyen características individuales como años de educación, experiencia potencial y experiencia potencial al cuadrado⁷; también se consideran controles por región, año de la encuesta, y condición del empleado (part-time / full-time).

Para la ecuación de participación del modelo de Heckman en 2 etapas se utilizaron como variables explicativas los años de educación, edad y edad al cuadrado, el estado civil, además de controles por región, año de la encuesta, tiempo de habitar la región, y si el individuo es jefe de hogar. Adicionalmente, para lograr la identificación del modelo, se satisface la restricción de exclusión incorporando como variables explicativas de la ecuación de selección el número de integrantes del hogar, el número de ocupados en el hogar y el ingreso de los mismos (sin contar al individuo en cuestión). Estas tres variables muestran una alta correlación entre sí, pero un test de significancia conjunta permite rechazar con un nivel de significancia del 5% que en conjunto sus coeficientes sean iguales a 0. Dado que el objetivo de su inclusión es la identificación del modelo, y no la estimación de sus coeficientes per se, la alta correlación entre ellas no es un problema en este caso. La Tabla A.1 del apéndice muestra una descripción de las variables utilizadas, y de cómo fueron creadas.

Los resultados de las estimaciones de la ecuación de selección (Tablas A.2 y A.3 del apéndice) son acordes a los encontrados en otros estudios: la probabilidad de estar ocupado aumenta para los hombres casados, pero disminuye para las mujeres casadas, mantiene una relación de U invertida con la edad de la persona, para ambos sexos y el tiempo de residencia está positivamente relacionado con la probabilidad de estar ocupado (particularmente importante en el caso de las mujeres, no así para los hombres). Con respecto a las variables que satisfacen la restricción de exclusión, el número de miembros afecta negativamente la probabilidad de estar empleadas para las mujeres, pero no es significativo en el caso de los hombres. El efecto del número de miembros ocupados no es uniforme entre grupos. En el caso del ingreso del resto de los integrantes del hogar, para los individuos en el mercado laboral de Argentina, esta variable aumenta las probabilidades de estar empleado para todos los grupos. Se evaluó la significancia de las 3 variables en conjunto, y se puede rechazar con un 95% de confianza la hipótesis nula de no signifi-

catividad. Vale aclarar que el escaso número de observaciones de inmigrantes del Mercosur en el mercado laboral de Uruguay puede ser una razón por la cual ninguna de las variables de exclusión es significativa. Es importante tener en cuenta esto al momento de analizar la brecha salarial que surge de estas estimaciones.

Las regresiones de salarios corregidas por selección (reportadas en las Tablas A.4 y A.5 del apéndice) muestran la ya conocida relación positiva entre salarios y años de educación. Los rendimientos de los distintos grupos van desde un mínimo de 5% a un máximo de 13,5% de aumento en el salario por año adicional de educación, para los hombres inmigrantes en Argentina y los hombres inmigrantes en Uruguay respectivamente. Para todos los grupos de sexo y nacionalidad, Argentina es el país que paga menos por cada año escolar adquirido, y Uruguay el que paga más. Por otro lado, no se comprueba una relación con forma de U invertida respecto a la experiencia potencial, sólo estimada en el caso de inmigrantes mujeres en el Paraguay. Para el resto, la relación es negativa o no significativa.

Los resultados son algo distintos cuando la ecuación de salarios se estima sin corrección por auto-selección (Tablas A.6 y A.7 del apéndice). En general, los rendimientos a la educación son mayores en este caso que cuando se controla por sesgo de autoselección y se observa la conocida relación de U invertida entre el ingreso y la experiencia potencial.

Respecto a las estimaciones de los coeficientes de la inversa del ratio de Mills (IMR) en la ecuación de salarios, los mismos son reportados en las Tablas A.4 y A.5. El coeficiente de λ es negativo y estadísticamente significativo en todos los casos. Dado que λ está inversamente relacionado con la probabilidad de empleo, un coeficiente negativo indica que (ceteris paribus), trabajadores con una mayor probabilidad de estar empleados ganarán en promedio mayores salarios condicional a estar ocupados. En particular, un aumento en una variable H_k con un coeficiente positivo γ_k aumentará la probabilidad de estar empleado (disminuye λ) y por ende tendrá un efecto parcial positivo en el salario medio condicional de un trabajador.

Descomposición de la brecha salarial

La presente sección constituye el centro del trabajo, y trata la descomposición de la brecha salarial entre nativos e inmigrantes del Mercosur en: capital humano (parte explicada), discriminación (parte sin explicar) y componente de selección. La Tabla 2 muestra la descomposición, para hombres y mujeres, en los Paneles A y B respectivamente. Cada descomposición fue hecha 2 veces: una para las estimaciones MCO, y otro para las estimaciones siguiendo el procedimiento de 2 etapas de Heckman. Siguiendo la ecuación (8), las descomposiciones son planteadas tomando como base la media salarial de los individuos oriundos del país, y restándole la media salarial de los inmigrantes del Mercosur, de manera tal que una brecha positiva implica una ventaja a favor de los nacionales. Los resultados son muy distintos dependiendo del país y sexo bajo estudio, con lo cual a continuación se revisa cada caso.

⁷ Siguiendo la literatura, tanto experiencia como edad se incluyen en sus formas cuadráticas, intentando captar la no linealidad que posiblemente exista en la relación. La experiencia potencial se define como la edad del individuo, menos los años de educación, menos 6 (edad en la que comienzan la escuela).

⁸ El tiempo de residencia en el país constituye uno de los elementos del capital humano, dado que se presume que mide el grado de comprensión del funcionamiento del mercado laboral y también, aún más importante, de la habilidad de comunicarse verbalmente. Para mayor información al respecto ver Chiswick y Miller (1995).

Tabla 2: Estimaciones de la descomposición de la brecha salarial

	Brecha Observada	Efecto Características	Efecto Remuneración
Panel A: HOMBRES			
Argentina			
MCO	0.341*** [0.020]	0.253*** [0.012]	0.087*** [0.018]
HECKMAN	0.334*** [0.095]	0.194*** [0.018]	0.140 [0.096]
Paraguay			
MCO	-0.355*** [0.028]	0.199*** [0.016]	-0.554*** [0.028]
HECKMAN	-0.510*** [0.167]	0.238*** [0.021]	-0.747*** [0.167]
Uruguay			
MCO	-0.095 [0.065]	-0.090** [0.036]	-0.005 [0.052]
HECKMAN	-0.121 [0.167]	-0.085** [0.036]	-0.036 [0.154]
Panel B: MUJERES			
Argentina			
MCO	0.430*** [0.028]	0.360*** [0.017]	0.071*** [0.024]
HECKMAN	0.546*** [0.074]	0.300*** [0.016]	0.246*** [0.074]
Paraguay			
MCO	-0.175*** [0.042]	0.048** [0.024]	-0.223*** [0.040]
HECKMAN	0.746*** [0.145]	0.016 [0.020]	0.730*** [0.145]
Uruguay			
MCO	0.011 [0.064]	0.018 [0.037]	-0.007 [0.054]
HECKMAN	0.224 [0.156]	0.026 [0.028]	0.198 [0.153]

Errores estándar robustos a forma funcional entre corchetes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SEDLAC.

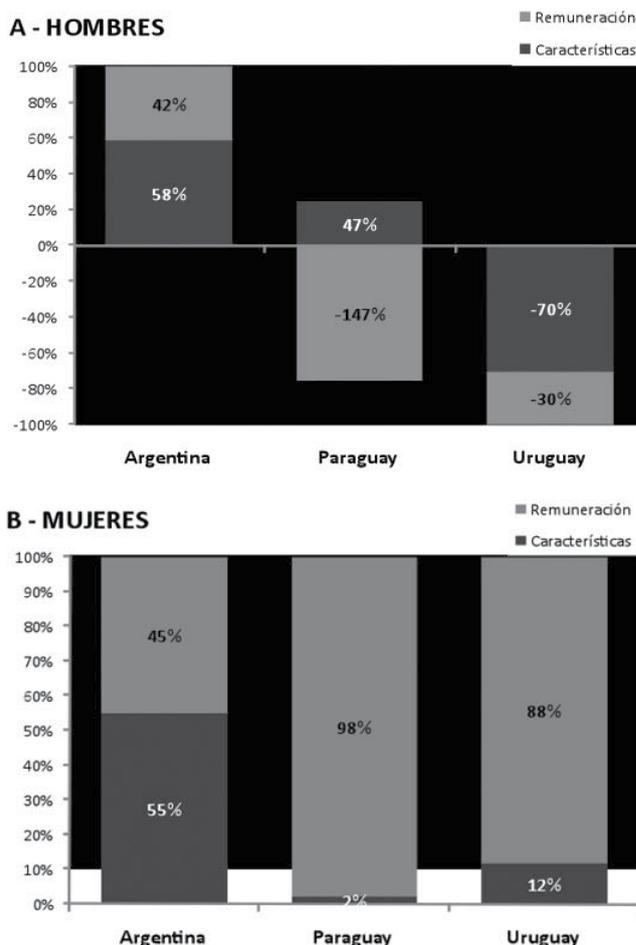
En Argentina, los hombres inmigrantes cobran en promedio 34% menos que los nativos, estimándose que una diferencia de 25% está asociada a que los extranjeros están peor dotados de atributos positivamente remunerados en el mercado laboral y un 9% es explicado por diferencias en los retornos a dichos atributos y por lo tanto atribuibles a discriminación. Cuando se controla por auto-selección la brecha casi no varía, pero la parte correspondiente a discriminación pierde su significancia estadística, a pesar de tener un mayor valor absoluto. Esto nos muestra que la discriminación posiblemente ocurre en el proceso de acceso al mercado.

Usando las estimaciones por MCO, las mujeres de Argentina presentan resultados similares, con una brecha del 43% a favor de las nativas, donde una diferencia del 7% corresponde a discriminación, y el resto se debe a diferencias en su capital humano promedio, ambas estadísticamente distintas de cero. Al controlar por auto-selección los resultados cambian. En primer lugar, al restar el efecto selección de la brecha total, la diferencia aumenta en 17 puntos porcentuales (pasa de 43% a 55%); en segundo lugar, en el Gráfico 2 puede observarse que casi la mitad de la brecha potencial (aquella

q se obtiene de la ecuación (11)) corresponde a discriminación (25% de un total de 55%). En base a estos 2 resultados se entiende que la selección en el acceso a los mercados contribuye a disminuir la discriminación existente en contra de las inmigrantes del Mercosur, aunque no alcanza a neutralizarla.

La situación es muy distinta en Paraguay. Por empezar, en el caso de los hombres, el grupo favorecido no son los nativos, como en Argentina, sino los inmigrantes, con una media salarial 35% superior. Sin embargo, es importante notar que dicha diferencia se encuentra pese a que los nativos estarían mejor dotados de atributos laborales que los inmigrantes del bloque. Es decir, si ambos grupos fueran igualmente retribuidos por sus características observables, los paraguayos percibirían en promedio un salario 20% superior al de los extranjeros. Cuando se controla auto-selección la brecha salarial aumenta a 51%, con aumentos más o menos proporcionales de los efectos discriminación y características.

Gráfico 2: Descomposición de la Brecha Salarial Potencial (en %)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de SEDLAC.

Similar a lo que se observa para el sexo opuesto, la media salarial de las mujeres oriundas de Paraguay es inferior a la de las mujeres extranjeras (en 17,5%), y la misma se justifica únicamente a través de diferencias en retornos (22,3%) dado que las paraguayas tienen en promedio mayores aptitudes laborales (4,8%). Pero al controlar

9 La discriminación se da por tratar a un individuo en base a su pertenencia a un grupo, y en base a la información disponible sobre ese grupo, y no en base a sus propias características (Cahuc y Zylberberg (2004), p. 270).

por sesgo de selección, la brecha salarial se revierte. Es decir, en ausencia de auto-selección, se observaría una brecha salarial de 74 puntos porcentuales a favor de las mujeres nativas, de los cuales el 98% corresponde a diferencias en retornos medios, ambos parámetros significativamente distintos de cero. Es decir, en ausencia de selección, a pesar de tener características observables no significativamente distintas, las mujeres extranjeras percibirían una media salarial un 74% inferior respecto a las nativas. Del análisis de las situaciones con y sin control por sesgo de selección se entiende que, mientras que las extranjeras son discriminadas una vez ocupadas, las nativas enfrentan mayores barreras en el acceso al mercado laboral.

Finalmente, el caso de Uruguay plantea un escenario distinto a los anteriores. Las conclusiones que pueden extraerse a partir de los resultados siguiendo la metodología de MCO o de Heckman son similares. Se observa una brecha salarial no estadísticamente significativa en ambos casos, tanto para hombres como para mujeres. Es decir que, para este país, no se observan barreras ni en la entrada ni en el funcionamiento del mercado laboral que tengan un tratamiento distinto entre nativos e inmigrantes del bloque. Aún así, para el sexo masculino se encuentran diferencias estadísticamente distintas de 0 a favor de los inmigrantes en el promedio de capital humano, y que explican la mayor parte (95%) de la brecha observada.

Un patrón importante de rescatar es que, en casi todas las descomposiciones de las brechas potenciales, el signo de del efecto discriminación se condice con el signo de del características, lo cual puede ser indicio de una discriminación tipo estadística⁹. El único caso en que esto no sucede es para los hombres en Paraguay, donde a pesar de que los nativos presentan un mayor promedio en características, perciben retornos menores para iguales características, lo cual puede ser una señal de discriminación por prejuicio.

Se pueden rescatar 2 conclusiones respecto al sesgo de auto-selección. La primera, ya difundida en trabajos anteriores a este, es que las descomposiciones son muy sensibles al control por selección, en especial para las mujeres. El caso más sobresaliente en la presente investigación es el de las mujeres en Paraguay donde, luego de controlar por selección muestral, se arriba a una brecha potencial entre nativos e inmigrantes de signo inverso a la observada en el mercado. Estos resultados enfatizan la necesidad de una mayor profundización en la interpretación del efecto selección dentro de la descomposición, posiblemente a través de distintas especificaciones para el mismo, lo cual constituye un punto pendiente para futuras extensiones del trabajo.

En segundo lugar, la selección favorece a los nativos hombres y a las mujeres extranjeras, en todos los países bajo análisis, aunque el efecto en el caso de los hombres es mucho menor, como ya se mencionara. Es decir que los nativos hombres tienen cierta ventaja en el acceso a los mercados laborales, mientras que lo contrario ocurre para las mujeres.

Se notan en el estudio importantes diferencias en los inobservables de los grupos inmigrantes en los tres países. En la metodología seguida a lo largo del análisis las mismas son consideradas enteramente como evidencia de discriminación. Sin embargo, si existen factores inobservables correlacionados con las características de los grupos, éstos pueden ser los responsables en grandes diferencias. Esta es una limitación de los datos de corte transversal con los que se cuenta para el análisis, y por ende una debilidad del trabajo a tener en cuenta.

V. Conclusiones

A partir de las encuestas de hogares de tres países del Mercosur, (Argentina, Paraguay y Uruguay), se investiga la presencia de xenofobia en los Mercados Laborales del Mercosur, entendiendo como tal a la discriminación de trabajadores provenientes de otros países pertenecientes al bloque, en relación a los nativos. En este sentido, vale aclarar, que en el trabajo se considera iguales a variables que surgen de encuestas distintas, realizadas en países distintos, y es un supuesto a tener en cuenta.

En el análisis se comparan inmigrantes con un grupo restringido de nativos, aquellos que no viven en su lugar de nacimiento. La idea detrás es que, en principio, ambos grupos están en desventaja con respecto a la población no migrante al momento de llegar a un nuevo mercado laboral (*ceteris paribus*) en términos de conocimiento del funcionamiento del mismo, sus reglas de juego y lenguaje, entre otros. Suponiendo iguales características, el grupo de nativos que se dejaron fuera del análisis tendría ventaja porque "juegan de local" en el mercado bajo estudio. Ésta propone ser una innovadora estrategia de identificación, superando problemas de sobre estimación de la discriminación al controlar, al menos en parte, efectos inobservables que pueden ser causa de la misma.

Se estiman ecuaciones de salarios para cada grupo y sexo, siguiendo dos metodologías: por MCO, y siguiendo el procedimiento en 2 etapas de Heckman (corrección por selección muestral). El estudio muestra evidencia de discriminación en 2 de los 3 países, Argentina y Paraguay. El caso de Uruguay se muestra como el único donde ambos grupos de inmigrantes son tratados de forma equitativa, y con brechas salariales no estadísticamente distintas de 0.

Respecto a las estimaciones de las ecuaciones de salarios, se concluye que la corrección por selección puede tener un impacto significativo tanto en las estimaciones salariales como en la descomposición de la brecha salarial, especialmente en el caso de las mujeres, como era de esperar en base a la literatura previa (ej. en el caso de las mujeres en Paraguay, la brecha salarial cambia de signo luego de controlar por auto-selección).

En general la parte sin explicar de la brecha beneficia a los nativos, tanto en hombres como mujeres, y se condice con la teoría de la discriminación estadística. La excepción se presenta para los hombres en Paraguay, quienes sufren de discriminación a favor de los extranjeros, a pesar de tener en promedio mayor capital humano.

La presente investigación, mayoritariamente empírica, fue realizada con el fin de ayudar en la elaboración de políticas que ayuden a combatir la desigualdad en el tratamiento de los trabajadores en el marco del Mercosur. Para lograr esto, se buscó establecer empíricamente cuales son las mayores fuentes de desigualdad salarial.

Los resultados muestran que el mercado laboral argentino presenta una brecha salarial a favor de los nativos, quienes perciben salarios entre un 34% y un 43% superiores, para hombres y mujeres respectivamente. En el caso de los hombres no se encuentra una brecha estadísticamente distinta de cero en los retornos a las características. Para las mujeres inmigrantes del Mercosur se encuentra evidencia de discriminación a su favor en el acceso al mercado, pero

esta solo compensa parcialmente la discriminación en su contra que experimentan luego en el mercado.

El caso de Paraguay también plantea dos situaciones distintas dependiendo del sexo. Por un lado, los hombres nativos cobran un 50% menos que los inmigrantes, mientras que si ambos grupos fueran pagados iguales por sus características, la brecha salarial se revertiría, con los nativos percibiendo una media salarial un 24% superior. Por otro lado, mientras que las extranjeras son discriminadas una vez ocupadas, las nativas enfrentan mayores barreras en el acceso al mercado laboral. Si no existiera sesgo de selección, la brecha en salarios medios entre ambos grupos sería de 74% a favor de los nativos, el cual se justifica en su totalidad por diferencias en el esquema de pagos. Es claro que de los 3 países analizados, Paraguay es el que enfrenta mayores desafíos en materia de discriminación, tanto hacia los inmigrantes, como hacia los suyos, lo cual puede estar relacionado con ser el único país del bloque sin ley contra la discriminación laboral.

Finalmente, Uruguay es el caso que aparece más equitativo en materia salarial entre nativos e inmigrantes, para ambos sexos, dado que no se encontró evidencia de una brecha salarial estadísticamente significativa entre los grupos analizados.

En resumen, los grupos de inmigrantes que se ven discriminados son: los hombres en Paraguay en el acceso al mercado; y las mujeres en Argentina y Paraguay una vez dentro del mercado (en ausencia de sesgo de selección). Para el primer caso, dado que la discriminación se lleva a cabo en la etapa de acceso al mercado, se hace necesario instrumentar políticas que puedan disminuir las barreras a la entrada (ej. Emitiendo ley contra la discriminación, consiguiendo un mayor y más rápido reconocimiento de los títulos emitidos por instituciones de países vecinos, entre otras). Los casos de las mujeres pueden ser explicados en parte por discriminación estadística; dado que los grupos de mujeres nativas tienen brechas positivas en cuanto a capital humano, ante la falta de información, los empleadores deciden pagar menos a las extranjeras, aún cuando en realidad tuvieran las mismas características. Sin embargo, es probable que esta diferencia en inobservables esté más relacionada con factores omitidos correlacionados con las características, como puede ser el tipo de trabajo.

El tema de inobservables debe ser considerado en posibles extensiones de esta investigación., considerando las importantes diferencias entre los grupos de migrantes de cada país encontradas en este trabajo. En este sentido, metodologías que permitan disminuir la heterogeneidad de inobservables, deberían ser usadas en futuras revisiones del tema. Si se consigue aumentar el número de observaciones para se podría utilizar la metodología de descomposición Juhn, Murphy y Pierce (1993), quienes a través de regresiones cuantílicas obtienen valores para distintos puntos de la distribución condicional, pudiendo observar el comportamiento de la discriminación a lo largo de la misma y no sólo en la media, disminuyendo así la variabilidad en inobservables. Así mismo es de central importancia mejorar el tratamiento del efecto selección dentro de la descomposición. Se debería explorar la descomposición del componente de selección propuesta por Neuman-Oaxaca (2003), y presentar los resultados distribuyendo los distintos elementos de dicho componente a efecto características o discriminación.

VI. Bibliografía

Beblo, M., Beninger, D., Heinze, A. y Laisney, F. (2003), "Measuring Selectivity-Corrected Gender Wage Gaps in the EU", ZEW Discussion Papers 03-74, ZEW – Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung / Center for European Economic Research.

Blinder, A. (1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *The Journal of Human Resources*, 8(4), pp. 436-455.

Bucheli, M y Sanroman, G. (2005), "Salarios femeninos en el Uruguay ¿existe techo de cristal?", Departamento de Economía. FCS, UDELAR.

Cahuc, P. y Zylberberg, Z., 2004, "Labor Economics", MIT Press.

Cerruti, M. y Parrado, E. (2003), "Labor Migration between Developing Countries: The Case of Paraguay and Argentina", Center for Migration Studies of New York, IMR Volume 37 Number 1, p.p. 101-132.

Chiswick, B. y Miller, P. (1995), "The Endogeneity Between Language and Earnings: International Analyses", *Journal of Labor Economics* 13(2), 245-287.

Heckman, J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, pp.153-161.

Juhn, C., K. Murphy and B. Pierce (1993), "Wage Inequality and the rise in Returns to skill", *Journal of Political Economy*, 101(3), pp. 410-442.

Neuman, S. y R. Oaxaca (2004), "Wage Differentials in the 1990s in Israel: Endowments, Discrimination, and Selectivity", IZA Discussion Paper No. 1362

Patarra, N y Baeninger, R. (2001), "Frontier and migration in Mercosur: Meaning, specificities and implications", trabajo presentado en la XXIV Conferencia General de Poblaciones, Salvador, Brasil.

Pereda, C., de Prada, M. A., y Actis, W., (2000), "Discriminación de los inmigrantes en el trabajo", *Sociedad y Utopía* N° 16, 2000, pp. 91-102.

Pellegrino, A. (2000), "International migration in Latin America. Trends and emerging Issues". Seminario Políticas Migratorias – ANPOPCS, San Pablo.

Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, 14(3), pp. 693-709.

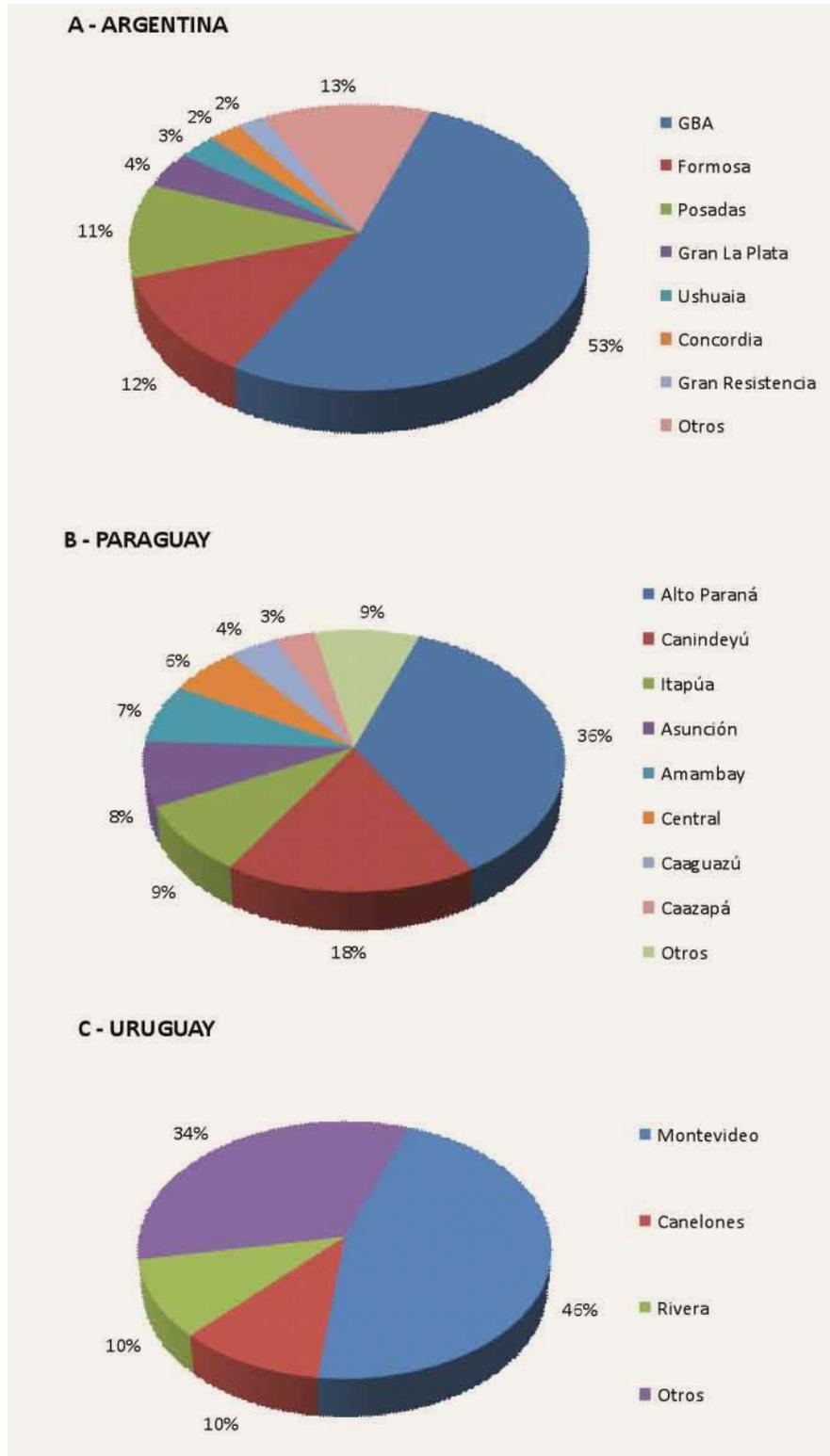
Oaxaca, R. L. and M. R. Ransom (1994), "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials", *Journal of Econometrics*, 61, pp. 5-21.

Tomei, M. (2003), Organización Internacional del Trabajo, Ginebra.

Apéndice

Gráficos

Gráfico A.1: Distribución de la muestra de inmigrantes por Aglomerado/Departamento.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de SEDLAC.

Tablas

Tabla A.1: Variables utilizadas

Variables Dependientes	
D_i^J	Situación laboral (1 = ocupado, 0 = otros)
Y_i^J	(log) Salario horario en moneda nacional constante (base=2005)
Variables Explicativas	
H_i^J	Años educ., Edad, Edad^2, Casado, Nro. miembros, Nro. Ocupados, Ingreso resto, Migrante reciente, Jefe, Años, Localidades.
X_i^J	Años de educación, Exp. potencial, Exp. potencial ^2, Part-time, Años, Localidades.
λ_i^J	Estimaciones del Lambda de Heckman
Descripción de las variables explicativas	
Años educ.	Años de educación completos
Edad	Edad
Edad^2	Edad elevada al cuadrado
Casado	Dummy: 1 = si estado civil casado
Nro. miembros	Numero de miembros del hogar
Nro. Ocupados	Numero de ocupados en el hogar (sin contarse a si mismo)
Ingreso resto	(log) Suma Ingreso total del resto de los miembros del hogar
Migrante reciente	Dummy: 1 = si lleva menos de 5 años en la localidad
Jefe	Dummy: 1 = si es jefe de hogar
Exp. potencial	Experiencia potencial = Edad - Años educ. - 6
Exp. potencial ^2	Experiencia potencial elevada al cuadrado
Part-time	Dummy : 1 = trabaja menos de 20 horas a la semana
Años	Dummies por año de la Encuesta
Localidades	Dummies por Localidad

Tabla A.2: Estimaciones Modelo Probit de Participación Laboral (1ra etapa Heckman)

HOMBRES Tipo de Migrantes	Argentina		Paraguay		Uruguay	
	Internos	Mercosur	Internos	Mercosur	Internos	Mercosur
Años de educación	-0.019*** [0.004]	0.019* [0.011]	-0.000 [0.005]	-0.010 [0.013]	-0.012* [0.007]	-0.022 [0.038]
Edad	0.150*** [0.008]	0.108*** [0.023]	0.112*** [0.009]	0.098*** [0.028]	0.207*** [0.013]	0.179*** [0.054]
Edad^2	-0.208*** [0.009]	-0.152*** [0.026]	-0.157*** [0.011]	-0.135*** [0.033]	-0.272*** [0.015]	-0.229*** [0.074]
Casado	0.238*** [0.036]	0.294*** [0.103]	0.429*** [0.046]	0.288** [0.134]	0.277*** [0.057]	0.427 [0.290]
Número de miembros en el hogar	-0.012 [0.007]	-0.006 [0.022]	-0.021** [0.008]	-0.012 [0.029]	-0.006 [0.017]	0.047 [0.088]
Número de miembros ocupados	-0.249*** [0.017]	-0.228*** [0.049]	-0.032* [0.017]	0.029 [0.055]	-0.013 [0.032]	-0.065 [0.149]
(Log) Ingreso del resto de los miembros del hogar	0.477*** [0.019]	0.525*** [0.054]	0.139*** [0.020]	0.209*** [0.051]	0.213*** [0.040]	0.196 [0.162]
Migrante reciente	-0.044 [0.042]	-0.056 [0.140]	-0.022 [0.053]	0.015 [0.141]	-0.234*** [0.064]	0.552 [0.343]
Jefe	0.547*** [0.041]	0.503*** [0.112]	0.514*** [0.047]	0.762*** [0.141]	0.561*** [0.059]	0.453 [0.308]
Constante	-0.224*** [0.060]	0.033 [0.227]	-3.028*** [0.333]	-3.931*** [0.916]	-4.566*** [0.425]	-4.228** [1.702]
Dummies años	si	si	si	si	no	no
Dummies localidades	si	si	si	si	si	si
Observaciones	15,914	1,856	11,315	2,048	5,871	272
Pseudo R^2	0.18	0.17	0.13	0.17	0.18	0.17

Errores estándar robustos a forma funcional entre corchetes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SEDLAC.

Tabla A.3: Estimaciones Modelo Probit de Participación Laboral (1ra etapa Heckman)

MUJERES Tipo de Migrantes	Argentina		Paraguay		Uruguay	
	Internos	Mercosur	Internos	Mercosur	Internos	Mercosur
Años de educación	0.043*** [0.003]	0.016* [0.009]	0.031*** [0.004]	0.041*** [0.008]	0.047*** [0.005]	0.031 [0.020]
Edad	0.165*** [0.006]	0.148*** [0.018]	0.139*** [0.007]	0.137*** [0.021]	0.186*** [0.010]	0.147*** [0.042]
Edad^2	-0.204*** [0.008]	-0.183*** [0.021]	-0.175*** [0.009]	-0.177*** [0.026]	-0.232*** [0.011]	-0.185*** [0.049]
Casado	-0.432*** [0.032]	-0.539*** [0.089]	-0.364*** [0.032]	-0.435*** [0.089]	-0.214*** [0.045]	-0.438** [0.185]
Número de miembros en el hogar	-0.059*** [0.006]	-0.042** [0.018]	-0.051*** [0.007]	-0.060*** [0.021]	-0.117*** [0.013]	-0.042 [0.060]
Número de miembros ocupados	-0.086*** [0.016]	-0.066 [0.042]	0.015 [0.014]	0.086** [0.039]	0.072*** [0.025]	0.104 [0.114]
(Log) Ingreso del resto de los miembros del hogar	0.272*** [0.015]	0.162*** [0.043]	0.182*** [0.016]	-0.027 [0.033]	0.249*** [0.028]	0.053 [0.103]
Migrante reciente	-0.229*** [0.034]	-0.067 [0.110]	-0.142*** [0.039]	-0.183* [0.099]	-0.099** [0.049]	-0.429** [0.200]
Jefe	0.388*** [0.036]	0.449*** [0.097]	0.303*** [0.034]	0.467*** [0.096]	0.479*** [0.048]	0.603*** [0.217]
Constante	-0.100** [0.051]	-0.239 [0.185]	-4.808*** [0.255]	-1.833*** [0.612]	-5.466*** [0.308]	-2.903*** [1.124]
Dummies años	si	si	si	si	no	no
Dummies localidades	si	si	si	si	si	si
Observaciones	17,466	2,341	11,346	1,829	6,933	377
Pseudo R^2	0.13	0.11	0.09	0.11	0.15	0.10

Errores estándar robustos a forma funcional entre corchetes
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SEDLAC.

Tabla A.4: Estimaciones del Logaritmo del Salario (2da etapa Heckman)

HOMBRES	Argentina		Paraguay		Uruguay		
	Tipo de Migrantes	Internos	Mercosur	Internos	Mercosur	Internos	Mercosur
Años de educación		0.090*** [0.005]	0.050*** [0.014]	0.109*** [0.005]	0.082*** [0.029]	0.118*** [0.005]	0.135*** [0.024]
Experiencia potencial		-0.138* [0.083]	-0.462 [0.295]	-0.009 [0.007]	-0.031 [0.036]	-0.012 [0.007]	-0.006 [0.030]
Experiencia potencial^2		-0.031*** [0.006]	-0.029* [0.016]	0.035*** [0.012]	0.073 [0.061]	0.054*** [0.014]	0.028 [0.059]
Partime		0.094*** [0.011]	0.078*** [0.029]	-0.440*** [0.051]	-0.456 [0.328]	-0.155*** [0.043]	0.087 [0.214]
Lambda de Heckman		-0.392*** [0.036]	-0.459*** [0.107]	-1.926*** [0.164]	-4.468*** [1.071]	-1.397*** [0.141]	-1.466*** [0.567]
Constante		-1.866*** [0.088]	-1.799*** [0.255]	8.350*** [0.156]	9.846*** [0.960]	2.921*** [0.122]	2.700*** [0.528]
Dummies años		1.455*** [0.116]	1.948*** [0.343]	si	si	no	no
Dummies localidades				si	si	si	si
Observaciones		15,914	1,856	11,315	2,048	5,871	272

Errores estándar robustos a forma funcional entre corchetes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SEDLAC.

Tabla A.5: Estimaciones del Logaritmo del Salario (2da etapa Heckman)

MUJERES	Argentina		Paraguay		Uruguay		
	Tipo de Migrantes	Internos	Mercosur	Internos	Mercosur	Internos	Mercosur
Años de educación		0.073*** [0.003]	0.071*** [0.007]	0.077*** [0.005]	0.094*** [0.011]	0.084*** [0.004]	0.112*** [0.013]
Experiencia potencial		-0.262*** [0.039]	-0.327** [0.150]	-0.015*** [0.004]	0.040*** [0.012]	0.002 [0.004]	0.030* [0.016]
Experiencia potencial^2		0.003 [0.002]	-0.004 [0.007]	0.037*** [0.007]	-0.071*** [0.020]	0.016** [0.007]	-0.025 [0.032]
Partime		0.012*** [0.004]	0.010 [0.012]	-0.485*** [0.023]	-0.476*** [0.073]	-0.230*** [0.021]	-0.240** [0.104]
Lambda de Heckman		-0.314*** [0.013]	-0.514*** [0.042]	-1.127*** [0.073]	0.161 [0.162]	-0.743*** [0.060]	-0.309 [0.244]
Constante		-0.592*** [0.030]	-0.387*** [0.075]	8.752*** [0.126]	7.587*** [0.327]	3.189*** [0.095]	2.393*** [0.321]
Dummies años		1.175*** [0.068]	1.166*** [0.167]	si	si	no	no
Dummies localidades				si	si	si	si
Observaciones		17,466	2,341	11,346	1,829	6,933	377

Errores estándar robustos a forma funcional entre corchetes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SEDLAC.

Tabla A.6: Estimaciones del Logaritmo del Salario (MCO)

HOMBRES	Argentina		Paraguay		Uruguay		
	Tipo de Migrantes	Internos	Mercosur	Internos	Mercosur	Internos	Mercosur
Años de educación	0.098***	0.068***	0.119***	0.089***	0.115***	0.136***	
	[0.002]	[0.005]	[0.002]	[0.007]	[0.003]	[0.013]	
Experiencia potencial	0.034***	0.021***	0.036***	0.042***	0.036***	0.037**	
	[0.002]	[0.006]	[0.002]	[0.008]	[0.003]	[0.015]	
Experiencia potencial ²	-0.044***	-0.024***	-0.051***	-0.055***	-0.045***	-0.053*	
	[0.003]	[0.009]	[0.004]	[0.014]	[0.006]	[0.029]	
Partime	-0.253***	-0.285***	-0.407***	-0.430***	-0.122***	0.197	
	[0.015]	[0.045]	[0.026]	[0.088]	[0.026]	[0.125]	
Constante	0.363***	0.786***	7.342***	7.936***	2.264***	1.860***	
	[0.038]	[0.111]	[0.060]	[0.214]	[0.057]	[0.227]	
Dummies años	si	si	si	si	no	no	
Dummies localidades	si	si	si	si	si	si	
Observaciones	13,165	1,513	10,046	1,912	5,086	236	
Pseudo R ²	0.40	0.26	0.32	0.15	0.27	0.43	

Errores estándar robustos a forma funcional entre corchetes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SEDLAC.

21

Tabla A.7: Estimaciones del Logaritmo del Salario (MCO)

MUJERES	Argentina		Paraguay		Uruguay		
	Tipo de Migrantes	Internos	Mercosur	Internos	Mercosur	Internos	Mercosur
Años de educación	0.100***	0.081***	0.117***	0.089***	0.110***	0.115***	
	[0.002]	[0.006]	[0.003]	[0.010]	[0.003]	[0.013]	
Experiencia potencial	0.024***	0.005	0.016***	0.037***	0.027***	0.037**	
	[0.002]	[0.007]	[0.003]	[0.011]	[0.003]	[0.015]	
Experiencia potencial ²	-0.026***	-0.007	-0.018***	-0.065***	-0.035***	-0.041	
	[0.004]	[0.011]	[0.005]	[0.020]	[0.006]	[0.029]	
Partime	-0.272***	-0.504***	-0.448***	-0.483***	-0.209***	-0.241**	
	[0.014]	[0.042]	[0.023]	[0.074]	[0.021]	[0.106]	
Constante	0.240***	0.708***	7.324***	7.771***	2.319***	2.120***	
	[0.045]	[0.135]	[0.071]	[0.272]	[0.058]	[0.239]	
Dummies años	si	si	si	si	no	no	
Dummies localidades	si	si	si	si	si	si	
Observaciones	8,278	971	5,825	805	4,233	231	
Pseudo R ²	0.44	0.40	0.31	0.20	0.30	0.34	

Errores estándar robustos a forma funcional entre corchetes
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a datos de SEDLAC.

