

## Segmentación del mercado de trabajo en la Argentina

### *The Segmentation in the Labor Market in Argentina*

Jorge Paz<sup>1</sup>

DOI: 10.13043/DYS.72.3

#### Resumen

En este artículo se analiza la segmentación laboral en el mercado de trabajo de la Argentina. Un mercado laboral está segmentado si trabajadores comparables arrojan diferencias en resultados (ejemplo, salarios), si sus mecanismos de fijación de remuneraciones difieren y si hay barreras que impiden la movilidad de los trabajadores. Se utilizan datos estáticos y dinámicos y se aplican diversos métodos (paramétricos y no paramétricos) para someter a prueba la existencia de segmentación laboral. Los resultados permiten repensar las políticas públicas que generan un impacto en el funcionamiento del mercado laboral.

*Palabras clave:* segmentación laboral, informalidad, *matching* exacto, sesgo de selección endógena.

*Clasificación JEL:* J42, J24, J88, O17, C14.

---

1 Investigador del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet), con sede en el Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico (Ielde) de la Universidad Nacional de Salta, Argentina. Correo electrónico: jpaz@conicet.gov.ar.

Este artículo muestra resultados de un proyecto mayor sobre segmentación laboral por regiones que lleva adelante la Organización Internacional del Trabajo (OIT). Agradezco el apoyo permanente de Fabio Bertranou y las intervenciones específicas de Felipe Balcázar, Luis Casanova, Hugo Ñopo y Fabiana Macor. También hago expreso mi agradecimiento a dos referis anónimos, por las observaciones y recomendaciones realizadas. Todas las afirmaciones que se hacen en el artículo, como los errores que persistan, son responsabilidad del autor.

Este artículo fue recibido el 15 de abril de 2013; modificado el 20 de agosto de 2013 y, finalmente, aceptado el 20 de agosto de 2013.

## Abstract

This paper, analyze the segmentation in the Argentinean labor market. A labor market is segmented if similar workers generate different results (for example, wages), if there are wage setting mechanisms differ, and barriers which prevent worker mobility. Static and dynamic data and different methods (parametric and non-parametric) are used to test for the existence of segmentation in the labor market. The results allow a re-think of public policies which impact upon the workings of the labour market.

*Key words:* Labor segmentation, informality, exact matching, endogenous bias selection.

*JEL classification:* J42, J24, J88, O17, C14.

## Introducción

En este artículo se presenta evidencia empírica sobre la existencia de segmentación en el mercado laboral argentino. Para ello se combinan datos estáticos y dinámicos de dos fuentes: la Encuesta Anual de Hogares Urbanos (EAHU), correspondiente a los años 2010-2011, y la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), para el período 2003-2012. Se explotará en detalle la información de la primera fuente, debido a su mayor cobertura geográfica y la originalidad que implica su tratamiento. Los datos de la EPH se emplearán simplemente para evaluar lo ocurrido con ciertas variables relevantes durante la última década.

Se considera que un mercado laboral está segmentado si existen dos (o más) sectores y ciertos mecanismos de racionamiento (barreras a la entrada) que impiden a los trabajadores de uno de esos sectores trasladarse hacia el otro. En un esquema típicamente dual<sup>2</sup>, uno de esos sectores es al que con frecuencia se le denomina "formal" o "primario", donde los ocupados perciben remuneraciones elevadas y altos retornos al capital humano general y específico. A los empleos en este sector o segmento se les denomina "formales", así como

---

2 Se apela al dualismo por razones de simplicidad analítica; esto es, no se supone que en un mercado laboral existan solo dos segmentos.

a los trabajadores que los ostentan<sup>3</sup>. Otro grupo de ocupados se ubica en el sector o segmento "informal" o "secundario". Allí los trabajadores perciben una remuneración más baja y son menores también los retornos al capital humano. Además, existen barreras que impiden a los trabajadores del sector informal obtener puestos formales. La existencia de barreras afecta la movilidad de los trabajadores entre sectores, por lo que evaluar la segmentación centrándose exclusivamente en las disparidades de salarios deja inconclusa cualquier tipo de inferencia acerca de la existencia de segmentación.

La hipótesis de segmentación reconoce la existencia de puestos de trabajo de calidad diferente<sup>4</sup>. Así, podría decirse que la segmentación existe si trabajadores comparables (en el sentido de Becker, 1975; Mincer, 1974 y Schultz, 1961) ocupan puestos de calidad diferente y si por algún motivo el acceso a los puestos más atractivos está racionado (Fields, 2009). En esta interpretación, la segmentación obedecería a una discordancia entre el número de puestos disponibles y la cantidad de trabajadores que compiten por dichos puestos. Dicho de otra manera, desde un punto de vista estático la segmentación se produciría porque habría menos puestos formales que individuos dispuestos a ocuparlos y porque, además, aquellos que no logran acceder a esos puestos y que necesitan un empleo tienen dos opciones: quedar desempleados o aceptar los de menor calidad. Desde una perspectiva dinámica, podría decirse que la creación de puestos de trabajo de buena calidad va a la zaga del aumento en la demanda de dichos puestos, lo que genera un drenaje de trabajadores hacia el desempleo y los puestos de menor calidad.

Por el contrario, en un mercado laboral no segmentado, las brechas de remuneraciones obedecerían a diferencias en la productividad de los trabajadores y a otras razones tales como problemas de monitoreo del esfuerzo (una diferencia que podría denominarse de equilibrio) y ciertas rigideces institucionales (existencia de sindicato, salario mínimo, por ejemplo). Los trabajadores accederían voluntariamente a los puestos de trabajo de menor calidad porque obtendrían de ellos beneficios no pecuniarios que los harían atractivos. En consecuencia,

---

3 Al decir de Fields (2004), en la literatura aparecen denominaciones diversas para este sector: formal, moderno, industrial, urbano, en contraposición con el sector llamado informal, tradicional, agrícola o rural.

4 Algunos autores lo expresan en estos términos: "En general, la segmentación del mercado laboral es una explicación cercana al fenómeno de la calidad del empleo, aunque sus aplicaciones empíricas se concentran principalmente en el ingreso laboral" (Posso, 2010, p. 197).

una versión estilizada de esta última interpretación considera que el sector informal se constituye por decisión voluntaria de los ocupados que encuentran en él empleos más flexibles en cuanto a horarios, menores compromisos contractuales con el empleador y otros atributos semejantes.

Las pruebas de dualismo requieren, al menos, de tres pasos de verificación: a) de la existencia de brecha salarial entre grupos, b) de diferentes mecanismos de fijación de salarios (remuneraciones) y c) de la existencia de barreras a la entrada que impidan a los trabajadores informales acceder a los puestos del sector primario del mercado de trabajo. Esta es la manera de analizar la segmentación en el presente estudio: se parte definiendo dos sectores o segmentos relevantes, de acuerdo con las conceptualizaciones tradicionales en la literatura de los países en desarrollo, y se evalúa luego la transición de trabajadores entre esos segmentos<sup>5</sup>.

La literatura sobre el tema es muy amplia y se encuentra en franco crecimiento, por lo que se revisarán solo los estudios que abordan la situación de Argentina, los cuales, por lo general, aportan evidencia a favor de la existencia de segmentación laboral, independientemente del marco teórico y conceptual con el que se haya tratado la cuestión. Esto también es lo hallado en otros países de la región<sup>6</sup>, aunque la diversidad de métodos, períodos analizados y enfoques teóricos, disciplinarios y de contextos geográficos, entre otros elementos, hace un tanto dudosas las comparaciones posibles.

Las implicancias de la existencia de segmentación en el mercado de trabajo son muy importantes para la política pública. En un mercado laboral integrado o único, los individuos pueden acceder a los empleos primarios invirtiendo en el capital humano necesario para alcanzar un nivel de productividad, de acuerdo con el cual serían remunerados. Por el contrario, en un mercado laboral segmentado, trabajadores con idéntica habilidad y capital humano no pueden acceder a los puestos primarios de más alta productividad e ingresos, por la existencia de barreras. O bien, dichos puestos están racionados. Así,

---

5 Una importante crítica a esta manera de proceder (consistente en partir de una definición a priori de los segmentos) puede hallarse en el clásico texto de Dickens y Lang (1985) y en su aplicación a la Argentina por parte de Alzúa (2008).

6 Por ejemplo, entre muchos otros, Basch y Paredes (1992), en Chile; Espino (2001), en Perú; Martínez (2012), en Venezuela; Pedraza Avella (2011) y Uribe, Ortiz y García (2007), en Colombia; Maloney (1999), Valdivia y Pedrero (2011) y Alcaraz, Chiquiar y Salcedo (2012), en México.

en mercados de trabajo segmentados, los programas de capacitación laboral no tendrían el efecto esperado y la política orientada a los trabajadores de ingresos más bajos deberían parecerse más a programas de transferencias de ingresos orientados a complementar los bajos ingresos obtenidos de los trabajadores racionados por desempeñarse en puestos con escasas posibilidades de despliegue de productividad.

Dado este contexto, el aporte que este artículo pretende hacer a la literatura de segmentación laboral es doble: por un lado, se aplican métodos todavía no empleados en la literatura nacional sobre segmentación (tal es el caso de la corrección del sesgo de selección endógena, la descomposición no paramétrica de las disparidades de ingreso y el análisis dinámico) y, por otro, se usa una fuente de datos con mayor cobertura geográfica, la EAHU, que complementa la tradicional EPH. Además, como el propósito es empírico, se aporta nueva evidencia sobre este fenómeno, lo que proporciona una idea de su magnitud aproximada luego de un período de evidente recuperación económica, como el experimentado por la Argentina entre 2003 y 2012.

Este artículo está ordenado según la siguiente estructura. En la primera sección se revisa la literatura sobre segmentación en la Argentina. En la sección II se describen los datos usados y las estrategias metodológicas seguidas para poner a prueba la existencia de segmentación. En la sección III se presentan y discuten los resultados obtenidos. Por último, la sección IV está destinada a resumir las conclusiones sobresalientes de esta investigación.

## I. Breve revisión de la literatura para la Argentina

La literatura sobre segmentación laboral ha crecido tanto durante la última década que resulta casi imposible considerarla en su totalidad en un estudio específico como este. Debido a ello, se revisan aquí solo las investigaciones que de una manera u otra tuvieron a la Argentina como objeto de interés particular<sup>7</sup>. En este caso, también son numerosos los documentos que abordan el fenómeno de la informalidad laboral y que lo relacionan con la visión de

---

7 Incluso hay en proceso documentos de alto valor académico (por ejemplo, Bertranou, 2012) que no fueron consideradas en esta revisión.

equilibrio o tradicional, o con la visión de tipo estructuralista, más cercana a la del dualismo en los mercados de trabajo.

Dentro de la primera visión, Pratap y Quintín (2003) evalúan la brecha salarial entre trabajadores formales e informales. Los resultados de un test paramétrico muestran una diferencia favorable al sector formal, que persiste aún luego de tomar en cuenta las características tanto de los trabajadores como de la firma. Por otro lado, los resultados obtenidos con métodos semiparamétricos sugieren que no existen diferencias significativas en las medidas de satisfacción laboral entre los dos sectores. Esto último implica que a pesar de la existencia de brecha salarial, la hipótesis de mercados laborales competitivos no puede ser rechazada completamente; dicho de otra manera, esas diferencias en los salarios podrían ser de equilibrio.

Con una posición más cercana a la que aquí se denomina "visión estructuralista", Beccaria y Groisman (2008) consideran que la informalidad es solo una manifestación de un mercado laboral que no genera puestos de trabajo de calidad requeridos por la demanda, en un contexto de insuficiente acumulación de capital físico y de políticas públicas inadecuadas. En ese caso, los autores proponen analizar la existencia de un diferencial salarial asociado a la informalidad en la Argentina, entre 1993 y 2005.

Para explorar la hipótesis de segmentación del mercado de trabajo, estiman brechas individuales de ingreso que permiten responder en qué medida la informalidad constituye una fuente de bajos ingresos. Los resultados demuestran que la penalización promedio de la informalidad se ha incrementado desde 1993 y que la intensidad del diferencial de remuneraciones asociado a la informalidad sugiere la presencia de segmentación en el mercado laboral argentino.

Waisgrais (2001) arriba a conclusiones similares, pero lo hace con información dinámica. Examina si los empleos del sector formal son accesibles para los trabajadores que desarrollan sus actividades en la economía informal. Los resultados obtenidos a partir de matrices de transición convalidan parcialmente la hipótesis de segmentación del mercado laboral en Argentina, porque los movimientos desde la economía informal hacia la formal son muy limitados en cuanto a probabilidades.

Hay otro grupo de trabajos que se ubican en una postura intermedia entre la estructuralista y la tradicional/neoclásica, como por ejemplo, el de Arias y Sosa Escudero (2007). Ellos estudian la relación entre informalidad laboral, los ingresos relativos entre formales e informales y el desempleo. Siguiendo una cohorte de individuos a lo largo de tres décadas por medio de pseudopaneles, implementan el método panel-VAR en el análisis empírico. Obtienen evidencia a favor de la visión de la segmentación, cuando las unidades de observación son los asalariados. Los trabajadores serían empujados a la informalidad por las decisiones de las firmas y por la disminución de las oportunidades de empleo. Aunque la hipótesis de la informalidad voluntaria parece cumplirse para la mayoría de los independientes, entre ellos existiría un grupo minoritario cuyos miembros, a pesar de aspirar a un puesto asalariado formal, son expulsados hacia el sector informal que les sirve como refugio durante los períodos de desaceleración o crisis económicas.

Con resultados similares a los obtenidos por Arias y Sosa Escudero (2007), Alzúa (2008) busca probar la existencia de dualismo en el mercado laboral argentino en el período de 1975 a 2001, sin definición *ex ante* del sector (formal/informal) de pertenencia. La estrategia empírica es un modelo tipo *endogenous switching*, con régimen desconocido. Explora primero las disparidades de las remuneraciones para luego analizar la existencia de barreras a la entrada a puestos de trabajo en el sector primario. Para esto último realiza un test de racionamiento mediante una regla de asignación, que indica que los trabajadores se emplean en el sector que maximiza su utilidad. Los resultados encontrados aportan evidencia a favor de la hipótesis de dualismo en el mercado laboral argentino, dado que la hipótesis de libre elección del sector (formal/informal) es rechazada.

El trabajo de Alzúa (2008) contiene algunos planteamientos interesantes para el presente artículo: la segmentación se expresa no solo en brechas salariales entre trabajadores de distintos segmentos, sino también en diferencias de retornos a la educación y la experiencia (las dos variables independientes principales de las ecuaciones de salarios). La autora sostiene que el sector primario puede caracterizarse como compuesto por individuos que perciben salarios elevados y altos retornos al capital humano; y el sector secundario por quienes perciben bajos salarios y bajos retornos al capital humano.

Además, y como una característica central, los trabajadores que están en el sector secundario no pueden trasladarse al sector primario por la existencia de barreras a la entrada. Alzúa reconoce así, dos maneras de probar la existencia de segmentación: a) mediante el análisis de características del puesto, habiendo definido *ex ante* los sectores y estimando las ecuaciones de ingresos (como lo hace Osterman, 1975 y 1982); o b) mediante la identificación de la pertenencia del trabajador a un sector cuyo mecanismo de fijación del salario no puede ser observado por el investigador. Alzúa (2008) elige esta última alternativa. Es la misma que usarán luego Bosch y Maloney (2010) para el análisis de los trabajadores por cuenta propia.

Arias y Khamis (2008) examinan cómo afecta a un mercado laboral competitivo y segmentado la elección de participación y los ingresos de los trabajadores formales e informales. A partir de datos provenientes de la EPH y de un módulo de informalidad aplicado en el cuarto trimestre de 2005 para el Gran Buenos Aires<sup>8</sup>, ellos emplean algunos modelos econométricos de efectos de tratamiento marginales y encuentran que los resultados son consistentes, tanto con la hipótesis de ventaja comparativa, cuando se observan las diferencias de ingreso ente los empleados formales y los trabajadores independientes, como con la visión de segmentación, cuando se consideran los asalariados informales.

Más recientemente, Bosch y Maloney (2010), con datos dinámicos de los mercados laborales argentino, mexicano y brasileño y por medio de un modelo de búsqueda, analizan la razón de ser y la naturaleza del sector informal en esos países y encuentran evidencia a favor de la visión voluntaria de informalidad para el trabajo independiente, pero no para el asalariado. Los resultados también revelan que si bien existen diferencias en los indicadores asociados con la rigidez de esos mercados laborales, tales países son similares en sus patrones de transición y duración sectorial.

Por otra parte, Fiess, Fugazza y Maloney (2008) examinan el impacto de las fluctuaciones macroeconómicas en el autoempleo informal. Para ello utilizan

---

8 El proyecto del Módulo de Informalidad Laboral comenzó a principios del año 2005, por iniciativa del Banco Mundial, con apoyo de la Subsecretaría de Programación Técnica, y de Estudios Laborales del Ministerio de Trabajo, Empleo, y Seguridad Social. Se implementó como un cuestionario adicional a la EPH de ese año. Para detalles, pueden verse Ministerio de Trabajo y Seguridad Social y Banco Mundial (2007).



un enfoque de cointegración, a partir del cual estiman un modelo VAR con los microdatos correspondientes a diversas encuestas: la Pesquisa Mensual de Emprego, para Brasil (1983-2002); la Encuesta Nacional de Empleo Urbano, para México (1987-2004); la Encuesta Nacional de Hogares, para Colombia (1985-2004) y la EPH, para Argentina (1985-2003). Los resultados sugieren que existen períodos en los que la expansión del autoempleo informal es consistente con mercados laborales duales. Sin embargo, en un gran número de años, el trabajo independiente informal se comporta procíclicamente, lo que sugiere que un gran componente del empleo en el sector informal no debería ser visto como inferior o conformado por ocupados excluidos de los puestos del sector formal. Los autores argumentan que los diferentes tipos de *shocks* interactúan con distintos contextos institucionales para producir diversos patrones de comovimientos entre las variables de interés: el salario relativo, el tamaño relativo del sector informal y el tipo de cambio real. En consecuencia, Fliess *et al.* (2008) sostienen que los patrones encontrados indican que los comportamientos procíclico o contracíclico del sector informal dependen del sector en el que se originen los *shocks* y de la presencia de rigideces salariales.

Estos análisis de la relación entre el ciclo económico y la informalidad proveen conclusiones contundentes que se extienden a otros países de la región. Entre dichas conclusiones figura el que buena parte de la informalidad laboral en la Argentina (y más precisamente la ligada al trabajo asalariado), es involuntaria y varía fuertemente según los movimientos de la actividad agregada (Gasparini y Tornarolli, 2009; Tornarolli y Conconi, 2007).

Se debe aclarar que la mayoría de estos estudios que abordan el ciclo económico, no tienen por objeto el análisis de la segmentación ni de las diferencias salariales, sino más bien les interesa la evolución de la informalidad laboral.

Loayza y Rigolini (2006) examinan las tendencias y los ciclos del autoempleo informal en 54 países de América Latina, entre ellos Argentina, a partir de datos anuales de la Organización Internacional del Trabajo (OIT), durante 1984-2008. Los autores estiman un sistema de ecuaciones no lineales para examinar las relaciones de largo plazo entre el autoempleo informal y las variables sugeridas por la teoría, así como para analizar si las fluctuaciones de corto plazo en el trabajo independiente informal dependen de los ciclos de crecimiento económico. Los resultados señalan que mientras en el largo plazo el trabajo independiente informal está determinado por las tendencias en los costos de

oportunidad de la formalidad y la distribución de calificación de los trabajadores, en el corto plazo el autoempleo informal se comporta de manera contracíclica, en forma consistente con la hipótesis de segmentación.

En suma, hay razones para pensar que existe la segmentación laboral en la Argentina y que no es un fenómeno pasajero y coyuntural. Esto no excluye la consideración acerca de su relación con el ciclo, en especial en la dimensión ligada a la informalidad laboral.

## II. Datos y metodología

### A. Datos

En este estudio se usan datos provenientes de dos fuentes: la EAHU, con información de los años 2010 y 2011, y la EPH, para los años 2003-2012, ambas realizadas periódicamente por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec), con la colaboración de las direcciones provinciales de estadística<sup>9</sup>.

Los temas de estudio de ambas encuestas son los mismos, pero a diferencia de la EPH, la EAHU tiene mayor cobertura geográfica, pues abarca: a) el total nacional de población urbana residente en hogares particulares y b) los totales provinciales de población urbana residente en hogares particulares. Por tanto, por primera vez desde la instauración de las encuestas de empleo en la Argentina, la EAHU permite contar con información del total de la población urbana de las provincias.

Las dos encuestas se basan en una muestra probabilística, estratificada y polietápica, que incluye las viviendas seleccionadas para el operativo denominado por el Indec "EPH 31 aglomerados urbanos". La Dirección de Metodología Estadística del Indec obtiene dicha muestra del Marco de Muestreo Nacional de Viviendas. Los datos de la EPH se recolectan a lo largo de todo el año y los de la EAHU durante todo el tercer trimestre de cada año. Las viviendas seleccionadas tienen asignada una semana de referencia. La muestra total de la EPH asciende a 25.000 viviendas y la de la EAHU, a 45.000.

---

9 La EAHU se realizó por primera vez en el 2010 y se repitió en 2011 y 2012, siempre durante el tercer trimestre de cada año.

Tanto la EPH como la EAHU permiten la construcción de paneles cortos, donde los hogares encuestados se renuevan periódicamente.

En este proceso de solapamiento aparecen ciertos problemas, tales como el desgranamiento o atrición, que produce pérdidas de hogares entre una medición y otra. El desgranamiento puede deberse, entre otras causas, a mudanzas de hogares, salidas de individuos por diversos motivos (migración, por ejemplo), rechazos y no respuestas. Si los hogares que abandonan la muestra sin que les corresponda la rotación (la pérdida por atrición propiamente dicha) tuvieran en promedio las mismas características de los hogares que permanecen en ella, no habría problema analítico alguno, dado que las inferencias serían idénticas en todo caso. Por ello, es necesario saber si existe algún sesgo por atrición.

Para comprobarlo se realizó un simple procedimiento consistente en estimar un modelo *probit*, con el fin de obtener la probabilidad de permanecer en el panel en el término de un año. Las variables usadas en esa regresión fueron las características del hogar y algunos atributos del jefe. Se predijeron luego los nuevos ponderadores ajustando los pesos originales por la inversa de la probabilidad predicha de permanecer en la muestra. Por último, se ajustó la suma de los nuevos ponderadores para que coincidiera con el número total de hogares de la primera observación. El procedimiento realizado permitió constatar que el sesgo es prácticamente inexistente y que el análisis puede realizarse, al menos para esta muestra, sin corrección.

A pesar de los recaudos mencionados, persisten otras dos limitaciones, intrínsecas a la fuente de datos y, por ende, insalvables: a) el panel no corresponde a los hogares observados de manera continua, sino que se construye a partir de dos "fotos" de la historia de los hogares. Esto conduce a subestimar los cambios efectivamente ocurridos en el período de un año. En dicho período los individuos pudieron haber realizado dos o más transiciones que se compensaran, por ejemplo, desde la informalidad a la formalidad y viceversa, en cuyo caso no son captadas aquí y b) los paneles cortos limitan seriamente la captación de episodios repetidos y es probable que la persistencia en un estado dado sea calculada de manera inexacta (Devicenti, 2000). En estos paneles, el problema de truncación a la derecha impide conocer detalles de la trayectoria laboral para un período, lo cual es relevante desde el punto de vista del análisis de la segmentación.

En este estudio se ha trabajado con la población de ambos sexos comprendida entre los 18 y los 64 años de edad. La variable de ingresos seleccionada fue la denominada "ingreso de la ocupación principal", dado que la encuesta indaga sobre las características del puesto que el encuestado responde como su ocupación principal. Dicho ingreso está expresado en pesos por mes, percibido en el mes de referencia<sup>10</sup>.

Se debe tener en cuenta que en la Argentina los ingresos difieren entre provincias, debido, al menos en parte, a las diferencias de niveles de precios. Por eso se les aplicó a los datos originales una corrección por paridad de poder de compra del consumidor, según la metodología diseñada por el Indec (2002). Además, y debido a los aumentos de precios ocurridos en el período bajo análisis, los ingresos fueron ajustados por el índice de precios al consumidor del Congreso Nacional<sup>11</sup>.

## B. Metodología: análisis estático

Para constatar la existencia de brecha salarial y de retornos entre grupos o segmentos del mercado de trabajo, es necesario primero identificar los segmentos que serán objeto del análisis. Hay autores que prefieren no definirlos a priori y dejar que los propios datos delimiten grupos disímiles usando como variable clave las remuneraciones (Alzúa, 2008; Basch y Paredes, 1992; Dickens y Lang, 1985; Posso, 2010, entre otros). A diferencia de esos estudios, se usa aquí el abordaje tradicional de la informalidad en el empleo asalariado, diferenciando entre trabajadores registrados y no registrados (OIT, 2002). Se deja fuera del alcance del estudio a los trabajadores independientes, los que en cierta forma serán considerados en el análisis de corrección por sesgo de selección y en el dinámico, pero sin profundizar el examen de la segmentación laboral dentro de ese grupo.

---

10 El mes de referencia es el mes previo a la realización de la entrevista.

11 Desde el año 2007 el Indec fue intervenido por el Gobierno y hay fuertes debates en la sociedad acerca de la fiabilidad del índice de precios al consumidor calculado por el Indec. Por este motivo, se ha seleccionado un índice de precios que muestra fuerte correlación con los cálculos realizados por provincias cuyas respectivas direcciones de estadísticas no fueron intervenidas y que continúan usando los índices anteriores a la intervención.

Si bien para detectar disparidad de ingresos entre dos sectores de ocupados basta con introducir una variable *dummy* en las ecuaciones de ingreso, el examen de la segmentación requiere evaluar otras variables que tienen que ver con la manera en que se fijan los salarios en un sector y en otro. Son diversas las razones que pueden existir para tener brecha salarial, sin que eso necesariamente implique segmentación. Por ejemplo, problemas de información sobre la distribución de salarios, costos de monitoreo del esfuerzo y falta de competencia en los mercados de bienes. Dos mercados laborales están desconectados si los salarios son ortogonales o no hay flujo de cantidades entre ellos.

Entonces, para el examen de los mecanismos de fijación salarial se aplican dos metodologías diferentes. En primer lugar, se estiman regresiones por percentiles (RP), con el propósito de observar lo que sucede, no solo en el promedio de remuneraciones sino también a lo largo de toda su distribución<sup>12</sup>.

En segundo lugar se han estimado regresiones para cada segmento corrigiendo por sesgo de selección endógena, es decir, teniendo en cuenta las características que inciden en la posición que ocupa un individuo en el mercado de trabajo. Por razones que no viene al caso mencionar, un individuo puede estar inactivo, buscar trabajo, ocuparse como un asalariado registrado, etc. Entonces, antes de evaluar la disparidad de resultados (tanto en ingresos como en retornos) es necesario analizar los determinantes del estado ocupacional, para luego corregir la posible influencia que tal elección ejerce sobre ciertos parámetros. Este problema ha recibido en la literatura empírica el nombre de corrección por sesgo de selección endógena y su implementación en este documento es tratada en las páginas que siguen y en el apéndice metodológico (anexo 1, parte A).

Para analizar la ubicación de los individuos en los diversos "estados" se han reconocido los grupos siguientes: asalariado registrado, asalariado no registrado, independiente (o cuenta propia) profesional, independiente (o cuenta propia) no profesional, desocupado, inactivo (fuera de la fuerza laboral) y otros estados (en los que se incluyen los familiares sin remuneración).

---

12 Este procedimiento ha sido empleado por Posso (2010) para evaluar la existencia de segmentación laboral en Colombia y presenta ventajas importantes frente al tradicional de la estimación de ecuaciones de salario.

Luego de haber aplicado estos procedimientos se procedió a descomponer la brecha de ingresos entre asalariados registrados y no registrados, aplicando dos metodologías: a) la tradicional de Blinder y Oaxaca (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973) y b) el *matching* exacto (ME) (Ñopo, 2008), el cual, a diferencia de la primera, permite conocer cómo operan los determinantes de las brechas de remuneraciones a lo largo de toda la distribución y no solo en los niveles promedio.

A continuación se detalla, paso por paso, el conjunto de procedimientos resumido en los párrafos anteriores.

### 1) Estimación de brechas salariales

Se denomina aquí "brecha bruta" (BB), o no condicional, a la que se obtiene de la observación directa de los datos. Este indicador refleja la diferencia de remuneraciones tal y como surge de los datos. La brecha de remuneraciones llamada aquí "ajustada" (BA) se estimó usando dos versiones de las ecuaciones tradicionales tipo Mincer (1974). La primera y más elemental consiste en obtener el rendimiento pecuniario de la inversión privada en educación y de cada año de experiencia potencial del trabajador, el lugar de residencia de los individuos, el género y su situación migratoria (versión básica). La segunda (versión ampliada) consiste en incorporar otros determinantes del lugar que el individuo ocupa en la estructura ocupacional, tanto desde una visión horizontal (rama) como vertical (ocupaciones).

Pero el examen de la disparidad no puede concluir aquí, dado que persisten otros inconvenientes, como se explicó, uno de los cuales es metodológico: el empleo de los mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para estimar las ecuaciones de Mincer (1974). Otro problema tiene que ver con la selección endógena. Por esta razón, se apela primero a la estimación de regresiones por percentiles y luego se corrigen los parámetros de las ecuaciones de Mincer por sesgo de selección endógena.

### 2) Regresiones por percentiles (RP)

Partiendo del enfoque propuesto por Koenker y Bassett (1978), se estimaron RP con el fin de obtener una visión completa de la función de probabilidad condicional.

El modelo de RP supone que el percentil  $n$ -ésimo de ingresos, condicionado por un conjunto de variables de control (educación, experiencia, género, etc.), es lineal. Con ello, para una muestra de un tamaño dado, el percentil es definido como la solución a un problema de optimización que se puede resolver por programación lineal. En este estudio se estimó una RP que incluye la *dummy* del segmento y un término de interacción entre la educación y la pertenencia al sector informal. Los errores estándar de la RP fueron obtenidos por *bootstrap* con cien replicaciones.

### 3) La corrección por sesgo de selección endógena

En la forma ampliada de la ecuación de Mincer se está suponiendo que la posición de un individuo en un determinado estado no depende de su nivel educativo. Esto es equivalente a ignorar toda la literatura que advierte acerca de los procesos subyacentes a la elección del nivel educativo, la ocupación, las habilidades y los costos de entrenamiento<sup>13</sup>. Si se supone que tanto la elección de una ocupación por parte de un individuo como la asignación de las ocupaciones por parte del empleador dependen del nivel educativo de las personas, al igual que de factores no observables<sup>14</sup>, hay razones suficientes para sospechar que el valor de los parámetros de la ecuación de Mincer está sesgado por algún proceso de selección endógena.

La clásica corrección por sesgo en poblaciones endógenamente seleccionadas es la propuesta por Heckman (1979), que requiere estimar una ecuación de selección binaria, o entre dos estados. Pero si el proceso de selección involucra alternativas múltiples, como en el caso de ocupaciones o de "estados" en términos más generales, la especificación multinomial *logit* (ML) resulta ser la más adecuada. La literatura reconoce tres enfoques para tratar el sesgo de selección cuando un agente puede optar entre más de dos alternativas: el que proviene de Lee (1982, 1983), el de Dubin y McFadden (1984) y el semiparamétrico de Dahl (2002). En el estudio de Bourguignon, Fournier y Gurgand (2007) se resume dicha literatura y se muestran las ventajas y limitaciones de

---

13 Literatura que incluye el problema de información propio del mercado de trabajo (Spence, 1973), del capital humano heterogéneo (Willis, 1987) y todo lo atinente a las funciones de producción de la ocupación (De Beyer y Knight, 1989; Knight, 1979). Para una reseña de esta literatura puede consultarse a Paz (2005).

14 Es difícil imaginar un individuo con muy bajo nivel educativo eligiendo ocuparse en puestos gerenciales o a un piloto de avión ofreciendo su fuerza laboral como maletero en un aeropuerto.

cada uno de estos métodos. Además, estos autores proponen un método alternativo consistente en una variante del método de Dubin y McFadden (DMF), que es el usado aquí.

La implementación del procedimiento DMF requiere de dos etapas claramente diferenciadas: primero, especificar y estimar una ecuación de selección cuya variable dependiente es nominal y que contiene, por ejemplo,  $M$  categorías, a cada una de las cuales el agente decisor asigna un valor determinado (que en un enfoque tradicional podría denominarse "utilidad"); luego, estimar la función de ingresos introduciendo como regresores los resultados de la estimación realizada en el primer paso. Los detalles de la estimación se muestran en el apéndice metodológico (anexo 1, parte A).

#### 4) Microdescomposiciones

En primer lugar se realiza una descomposición tradicional de Blinder y Oaxaca (B-O) usando las regresiones explicadas en el anterior apartado 1), "Estimación de brechas salariales". El objetivo de esta descomposición es conocer qué porcentaje de la brecha entre asalariados registrados y no registrados está explicada principalmente por diferentes dotaciones de capital humano y qué parte por pagos diferentes a dotaciones similares. En este sentido y usando en cierto modo el método de los estudios de discriminación salarial, la segunda proporción podría adjudicarse a la segmentación del mercado de trabajo.

El método de B-O proporciona entonces la partición de la brecha entre los segmentos, una parte "explicada" por dotaciones y la otra que permanece sin explicar. A diferencia de este método, el de ME: a) no requiere supuestos sobre la distribución del ingreso subyacente (es no paramétrico) y b) no exige linealidad de la relación entre el salario y las variables explicativas, como sí lo hacen los modelos de regresión.

Además, como se ve en el gráfico 1, en una buena parte de sus recorridos, las distribuciones se superponen. Algo similar ocurre con los determinantes de los salarios. El método de ME permite descomponer la brecha entre segmentos en el tramo de superposición de características. Se define entonces como *common support* la intersección de los soportes de la distribución de asalariados formales y asalariados informales, lo que divide la muestra en informales dentro y fuera del *common support* e igualmente formales dentro y fuera de este.



Así, la brecha de remuneraciones ( $\Delta$ ) puede dividirse en las partes siguientes:

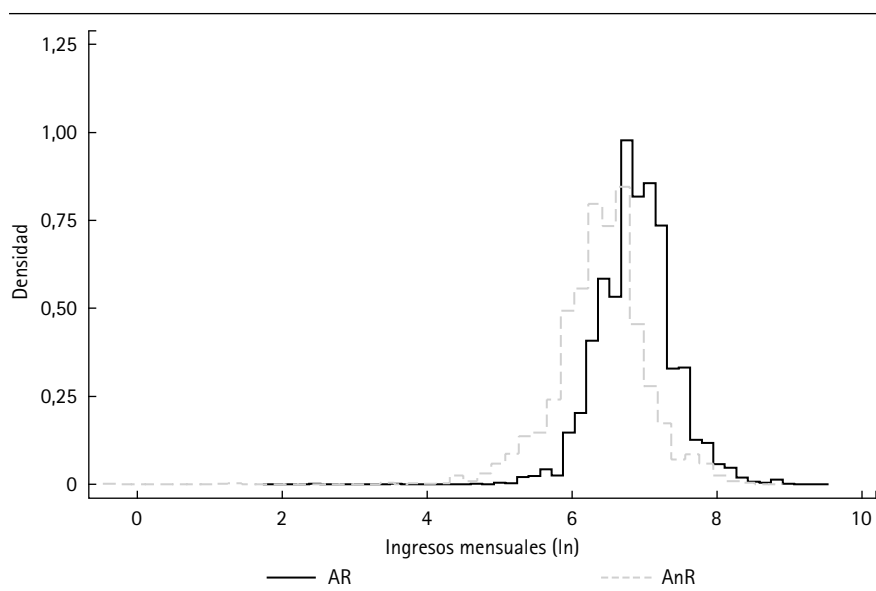
$\Delta_{AR}$ : Explicada por diferencias de ingresos entre los asalariados registrados (AR) (dentro y fuera del *common support*).

$\Delta_{AnR}$ : Explicada por las diferencias de ingresos entre asalariados no registrados (AnR) (dentro y fuera del *common support*).

$\Delta_x$ : Explicada por la diferente distribución de características entre los formales e informales dentro y fuera del *common support*.

$\Delta_o$ : No explicada por las características de los individuos.

**Gráfico 1.** Densidad *kernel* de los ingresos del trabajo asalariado. Argentina, *pooled* 2010-2011



Fuente: construcción propia con datos de Indec-EAHU.

Como se infiere, este método no solamente aporta más información que el test paramétrico tradicional de B-O, sino que la información es cualitativamente diferente, dada la menor carga de supuestos que impone su aplicación.

### C. Metodología: análisis dinámico

Otra instancia para la evaluación de la segmentación requiere el uso de datos dinámicos, y el primer paso para la evaluación de dichos datos es el análisis de la denominada matriz de transición (MT) entre estados. Las tasas de transición contenidas allí pueden ser computadas de manera descriptiva, en cuyo caso la posibilidad de condicionarlas con variables diferentes al estado de origen está fuertemente limitada por el número de observaciones disponibles. Y todavía más, cuando los estados se expanden para incorporar el examen de los tránsitos entre formalidad e informalidad, por ejemplo, o para segmentar un período en tramos temporales determinados, el error estadístico aumenta considerablemente.

Por estas razones, se propone una metodología que permite obtener valores predichos de cada tasa estimando ecuaciones de elección binaria para la probabilidad de hallarse en un estado en un momento dado del tiempo. Tal procedimiento tiene como ventaja adicional que permite hallar las probabilidades de tránsito y permanencia para un individuo tipo, definido de la manera teórica y metodológicamente más conveniente. El detalle acerca de cómo se lleva adelante la tarea en términos econométricos se muestra en el apéndice metodológico (anexo 1, parte B)<sup>15</sup>.

A pesar de su gran utilidad para describir los movimientos entre estados del mercado laboral, las tasas de transición no cuantifican la tendencia a pasar de un estado a otro, por lo que no informan respecto a la conveniencia de cada cambio o transición. De hecho, la probabilidad de pasar de un estado a otro, depende del número de empleos creados en el estado de destino. Esto, a su vez, es una función de su tamaño, de la tasa de rotación del trabajo y de la tasa de crecimiento (con respecto a otros estados), siempre del estado de destino. Cuanto mayor sea la proporción de la población en dicho estado y la proporción de puestos de trabajo, creados destruidos o recreados, mayor es la probabilidad de movimiento de un trabajador. Por esta razón, es necesario contar con una medida que dé cuenta de la proporción de empleos destruidos por el estado de origen y de los puestos de trabajo creados en cada estado de destino posible, es decir, todos menos el de origen.

---

15 Para detalles todavía mayores del método descrito en el anexo 1, parte B, puede consultarse a Paz (2007b).

Siguiendo a Bernabè y Stampini (2009), un indicador de esta naturaleza puede obtenerse computando la matriz  $T$ , cuyos componentes (tendencias) pueden ser expresados formalmente como:

$$T_{ij} = \frac{N_{ij} / (N_{i.} - N_{ii})}{(N_{.j} - N_{jj}) / \sum_{k \neq i} (N_{k.} - N_{kk})}$$

donde  $N_{ij}$  es el número de individuos que se mueven del estado  $i$  (origen) al estado  $j$  (destino);  $N_{i.}$  es el tamaño inicial de  $i$ ;  $N_{.j}$  es el tamaño final de  $j$ ;  $N_{i.} - N_{ii}$  es el número de individuos que salen de  $i$ ;  $N_{.j} - N_{jj}$  es el número de posiciones abiertas en  $j$ .

El numerador de esta tasa es la probabilidad observada de unirse a  $j$ , condicionado a haber dejado  $i$ . El denominador es la relación entre el número de puestos de trabajo que ofrece  $j$  y el número total de trabajos abiertos en todos los estados accesibles a las personas que abandonaron  $i$ , es decir, todos menos  $i$ . En otras palabras, el denominador es la probabilidad de unirse a  $j$  para un trabajador que se fue de  $i$ , en una economía en la que, después de la expulsión, la asignación se realiza al azar.

En un mercado de trabajo caracterizado por transiciones al azar, todos los índices  $T$  (para  $i \neq j$ ) deberían ser iguales a uno. Por el contrario, bajo segmentación, los valores de  $t_{ij}$  deberían ser diferentes de uno. Un índice por encima de un  $T=1$  indica una tendencia positiva de la transición. Los valores inferiores a uno indican falta de tendencia. Al tratar con flujos netos, el índice de tendencia no puede ser construido para la movilidad "dentro" de un estado inicial dado, por lo que, en consecuencia, la diagonal principal de la matriz  $T$  está vacía.

La matriz de tendencias no proporciona umbrales o valores a partir de los cuales puede considerarse que la segmentación existe. Simplemente arroja un indicador que, combinado con otras variables, sugiere la existencia o inexistencia de segmentación en el mercado de trabajo.

### III. Resultados

Para probar la existencia de brecha entre segmentos o fracciones del mercado laboral se examina, primero, la brecha bruta (BB) de remuneraciones entre asalariados registrados y no registrados en la seguridad social (véase a continuación el apartado A). Luego se mide esa brecha o disparidad (apartado B), controlando una serie de determinantes demográficos y económicos; es decir, se computa la brecha ajustada (BA). En el paso siguiente se estiman los retornos al capital humano con el fin de capturar diferencias entre segmentos. Para esto primero se usa la RP y luego se aplica el método de DMF (apartado C). La microdescomposición de la brecha de ingresos entre segmentos se realiza en el apartado D, por los métodos de B-O y ME. Hacia el final, se analizan los datos dinámicos y se profundiza en el examen de las transiciones y tendencias entre estados (apartado E).

#### A. Brecha bruta

¿A cuánto asciende la diferencia de ingresos entre asalariados registrados (AR) y no registrados (AnR) en la Argentina? ¿Estos grupos difieren en otras características (además del ingreso) que, de una manera u otra, ejercen efecto sobre las remuneraciones? Las respuestas a estos interrogantes se encuentran en el cuadro 1, donde se muestran las remuneraciones percibidas por los dos grupos de ocupados y otras características distintas del ingreso monetario.

Nótese también la gran concentración de AnR en la construcción y el servicio doméstico. Según la visión de la informalidad voluntaria, podría argumentarse que los individuos de baja cualificación "eligen" estos sectores de actividad por características "deseables" de los puestos, lo cual resulta difícil de sostener en este contexto. El que, ante la posibilidad de elegir, un individuo prefiera ser un trabajador doméstico en un hogar particular, o un albañil en obra, a ser un empleado de oficina o de banco, aun desarrollando el mismo tipo de tarea en el caso de los trabajadores domésticos (por ejemplo, servicios de limpieza), va en contra de lo que muestra toda la literatura sociológica sobre el prestigio ocupacional y profesional (por ejemplo, Acosta y Jorrat, 1991; Treiman, 1977). No obstante lo anterior, se seguirá indagando sobre este tema más adelante en este artículo.

**Cuadro 1.** Ingresos monetarios y otras características de los asalariados. Argentina, *pooled* 2010-2011

Variable	AR	AnR	Diferencia	UM*
Ingreso ocupación principal (pesos)	1.146,352	446,179	156,9	%
Capital humano				
Escolaridad	11,988	9,423	2,6	años
Experiencia potencial	21,463	19,623	1,8	años
Región de residencia				
NOA	0,183	0,235	-5,2	pp
NEA	0,109	0,164	-5,5	pp
Cuyo	0,088	0,117	-2,8	pp
Pampeana	0,180	0,184	-0,4	pp
Patagónica	0,253	0,143	11,0	pp
Calificación de la tarea				
Técnica	0,219	0,055	16,4	pp
Operativa	0,530	0,406	12,4	pp
No calificada	0,169	0,516	-34,7	pp
Rama de actividad				
Primaria	0,057	0,066	-0,9	pp
Manufactura	0,121	0,084	3,7	pp
Construcción	0,040	0,133	-9,2	pp
Transporte	0,048	0,059	-1,1	pp
Bancos, seguros, etc.	0,059	0,037	2,2	pp
Administración Pública	0,428	0,117	31,1	pp
Educación, salud, etc.	0,080	0,064	1,5	pp
Servicio doméstico	0,022	0,250	-22,8	pp
Otras variables				
Sexo (proporción de hombres)	0,598	0,525	7,3	pp
Horas semanales (horas)	41,731	35,739	6,0	horas
Tempo parcial (proporción)	0,280	0,468	-18,8	pp
Observaciones	30.781	16.471		

*Notas:* AR = asalariados registrados en la seguridad social; AnR = asalariados no registrados. UM = unidad de medida del cambio, pp = puntos porcentuales. Las categorías que no figuran fueron las que se usaron como control en las regresiones. Los ingresos están expresados en pesos a valores constantes de 2003 y corregidos por paridad de poder de compra del consumidor para cada una de las provincias del país (para una explicación más detallada puede verse la parte central del texto en la sección II, Datos y metodología).

*Fuente:* construcción propia con datos de Indec-EAHU. La brecha bruta asciende al 157% a favor de los AR. Además, estos tienen dotaciones de capital humano superiores (nivel educativo y experiencia más elevados) que su contraparte informal, y están sobrerrepresentados en la región patagónica (El Gran Buenos Aires, la región pampeana y la patagónica tienen ingresos más elevados que las regiones NEA y NOA. La región de Cuyo está en una situación intermedia entre ambas. En la Argentina estas disparidades son a veces ostensibles y persistentes). Asimismo, los AR realizan tareas que requieren un nivel de cualificación más elevado, al contrario de los AnR, quienes están concentrados en las tareas menos calificadas.

El análisis de brechas brutas puede complementarse examinando las distribuciones *kernel* de los ingresos de los trabajadores asalariados (gráfico 1). Obsérvese que si bien las distribuciones están claramente separadas, se superponen en un tramo no menor de su recorrido. Esto advierte acerca de la necesidad de tratar el problema particular de la disparidad de ingresos y el más general de la segmentación, desde una perspectiva distribucional, más que la basada en promedios.

## B. Brecha ajustada

Debido a las evidentes diferencias de dotaciones entre grupos de ocupados (cuadro 1), es un resultado casi lógico que aparezcan brechas en un indicador de resultado tal como la remuneración mensual percibida. Dicho de otra manera, es esperable que un trabajador más educado, con mayor experiencia y que realiza tareas más complejas perciba una remuneración superior a la de otro menos educado, con menor experiencia o que realiza tareas simples. En estos casos no puede decirse que exista segmentación en el mercado de trabajo.

Lo anterior hace necesario ajustar la brecha buscando siempre comparar trabajadores similares. Una manera de hacerlo es introduciendo controles en una ecuación de ingresos que contiene, a la vez, una variable representativa del segmento al que pertenece el ocupado (cuadro 2).

En este caso la disparidad de remuneraciones entre AR y AnR se sitúa entre un 62,4% y un 79,7%, siempre favorable a los AR. Esto implica que buena parte de la brecha bruta de ingresos (entre un 50% y un 60%)<sup>16</sup> está explicada por dotaciones diferentes de trabajadores de ambos segmentos, pero significa también que otra buena parte (entre un 40% y un 50%, respectivamente) queda sin ser explicada por estas dotaciones.

Ahora, si se examinan estos indicadores de disparidad, BB y BA, a lo largo del tiempo se aprecia una clara persistencia, no solo de la diferencia sino de la proporción de la brecha que permanece inexplicada por dotaciones (Cuadro 3).

---

16 Este porcentaje es una manera simple que se profundiza luego con los métodos de Blinder y Oaxaca (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973) y Ñopo (2008). Consiste simplemente en el cociente entre la BA (cuadro 2) y la BB (cuadro 1).

**Cuadro 2.** Ecuaciones de ingresos. Argentina, *pooled* 2010-2011

Variables	Básica	Ampliada
AR	0,586*** (0,006)	0,485*** (0,006)
Educación (años)	0,067*** (0,001)	0,045*** (0,001)
Experiencia potencial (años)	0,020*** (0,001)	0,017*** (0,001)
Cuadrado de la experiencia	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Varón ( <i>dummy</i> )	0,261*** (0,005)	0,158*** (0,006)
Horas semanales (logaritmos)	0,501*** (0,005)	0,540*** (0,007)
Regiones	Sí	Sí
Año de la encuesta	Sí	Sí
Condición migratoria	No	Sí
Ocupaciones	No	Sí
Rama	No	Sí
Característica del contrato	No	Sí
Intensidad	No	Sí
Ordenada	3,177*** (0,020)	3,729*** (0,033)
Observaciones	49.069	47.252
R <sup>2</sup> ajustado	0,558	0,618

*Nota:* errores estándar entre paréntesis. Significativos al \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 1%. No = no corresponde para este grupo de ocupados.

*Fuente:* construcción propia con datos de Indec-EAHU.

En el período 2003-2012 se observa que la diferencia del 50% es altamente estable y podría, en principio, atribuirse a la segmentación laboral, dado que no obedece a una brecha de productividades<sup>17</sup>.

17 La estabilidad de la brecha que permanecería inexplicada luego de los controles en las ecuaciones de regresión no es el resultado de una economía en proceso de transformación. Un estudio realizado en Turquía muestra fuerte variación a lo largo del tiempo con un aumento debido a la porción explicada por dotaciones en una descomposición de Oaxaca (1973), a medida que avanza el proceso de liberalización de los mercados (Aydin, Hisarciklilar e Ilkcaracan, 2010).

Cuadro 3. Brecha de ingresos bruta (BB) y ajustada (BA). Argentina, 2003-2012

Año	BB (%)	$\beta$	BA (%)	(BA/BB)*100
2003	170,0	0,517 (0,012)	67,7	39,8
2004	179,0	0,549 (0,011)	73,2	40,8
2005	176,4	0,596 (0,010)	81,5	46,2
2006	191,4	0,589 (0,009)	80,2	41,2
2007	169,3	0,572 (0,010)	77,2	45,6
2008	159,2	0,566 (0,009)	76,1	47,8
2009	165,7	0,573 (0,009)	77,4	46,7
2010	149,2	0,533 (0,009)	70,4	47,8
2011	153,1	0,541 (0,010)	71,8	46,9
2012	141,0	0,487 (0,009)	62,7	44,5

Nota: todos los valores del parámetro  $\beta$  (de la *dummy* AR) son estadísticamente significativos al 1%. Entre paréntesis el error estándar robusto de la estimación.

Fuente: construcción propia con datos de Indec-EAHU.

C. Diferencias en los retornos y otras pruebas de segmentación

La definición de segmentación usada en este artículo alude a puestos de trabajo de calidad diferente y a trabajadores que los ocupan que perciben un salario diferente en igualdad de condiciones (capital humano, por ejemplo), que están sujetos a mecanismos de fijación salarial diferente y no pueden migrar de un sector o segmento a otro por la existencia de barreras a la entrada a los puestos de trabajo de mayor calidad, que son los más escasos.

En el apartado anterior se constató la existencia de brecha de ingresos entre los sectores definidos como formal (AR) e informal (AnR), siempre favorable a los primeros. En este apartado se indagará la posible existencia de mecanismos diferentes de fijación de salarios, y se hará por dos vías: a través de la RP y a través de la corrección por sesgo de selección muestral. En concreto, se fijará la atención principalmente en las diferencias en los retornos al capital humano



entre los segmentos, primero a lo largo de toda la distribución de las remuneraciones y luego en los promedios, pero probando la posible existencia de sesgo de selección muestral.

## 1. Regresión por percentiles

La brecha en el pago por condición de informalidad se reduce para tramos más elevados de la distribución de los ingresos laborales (cuadro 4). En la versión ampliada de la ecuación de salarios, en el percentil 25 de la distribución, un AR gana un 91% más que un AnR. En el percentil 99 esa diferencia es de un 32%. Lo anterior significa que en un mundo de informalidad voluntaria un asalariado no registrado del tramo más bajo de la distribución del ingreso debería estar obteniendo ganancias no pecuniarias (no reflejadas en el salario) superiores al 91% del salario, para justificar en términos económicos la permanencia en ese puesto.

Los retornos al capital humano aumentan conforme crecen los ingresos, pero la diferencia es más tenue que la observada para la brecha de ingresos. Los retornos a la educación, por ejemplo, pasan del 4,2% al 5,7% al trasladarse del percentil 25 al 99 (1,5 puntos de rendimiento adicional por año educativo acumulado). Algo similar puede decirse de los retornos a la experiencia.

En las regresiones se introdujo un término de interacción entre los retornos a la educación y la condición de informalidad<sup>18</sup>. Para la versión básica puede verse que en los tramos más elevados de la distribución la variable que capta este efecto es significativa y negativa, mientras que en los tramos más bajos es significativa y positiva. Es decir que si se incluye este resultado en los retornos a la escolaridad, la brecha entre AR y AnR no es tan pronunciada como parece a priori.

Aparece así un tema que quedará al descubierto en lo que sigue en este artículo: hay una fuerte heterogeneidad de situaciones en los AR, al igual que en los AnR. Ejemplo: los AnR están concentrados en los tramos de ingresos más bajos (gráfico 1), pero los retornos a la educación que perciben estos son mayores que el promedio del grupo de bajos ingresos. Como en el cuadro 4

---

18 Nótese que este término de interacción pierde significancia al introducir controles por puesto laboral (cualificación de la tarea, rama de actividad, etc.).

Cuadro 4. Regresión por percentiles. Argentina, *pooled* 2010–2011

Variables	Básica				Ampliada			
	q25	q50	q75	q99	q25	q50	q75	q99
Asalariado registrado	0,625*** (0,024)	0,579*** (0,020)	0,570*** (0,020)	0,522*** (0,049)	0,647*** (0,021)	0,539*** (0,023)	0,475*** (0,021)	0,277*** (0,077)
Educación (años)	0,049*** (0,002)	0,057*** (0,002)	0,065*** (0,002)	0,080*** (0,004)	0,042*** (0,002)	0,045*** (0,002)	0,049*** (0,002)	0,057*** (0,006)
Educación * AR	0,015*** (0,002)	0,007*** (0,002)	0,000 (0,002)	-0,012*** (0,004)	0,002 (0,002)	0,001 (0,002)	-0,000 (0,002)	-0,002 (0,007)
Experiencia potencial	0,022*** (0,001)	0,022*** (0,001)	0,022*** (0,001)	0,029*** (0,003)	0,020*** (0,001)	0,020*** (0,001)	0,021*** (0,001)	0,028*** (0,003)
Cuadrado experiencia	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Varón	0,212*** (0,007)	0,224*** (0,006)	0,246*** (0,007)	0,330*** (0,021)	0,122*** (0,008)	0,140*** (0,007)	0,159*** (0,007)	0,218*** (0,029)
Horas semanales	0,566*** (0,007)	0,566*** (0,007)	0,542*** (0,008)	0,373*** (0,021)	0,487*** (0,011)	0,439*** (0,011)	0,393*** (0,013)	0,227*** (0,033)
Calificación técnica	No	No	No	No	-0,168*** (0,017)	-0,189*** (0,015)	-0,212*** (0,017)	-0,226*** (0,051)
Calificación operativa	No	No	No	No	-0,319*** (0,015)	-0,344*** (0,014)	-0,366*** (0,018)	-0,389*** (0,052)
No cualificada	No	No	No	No	-0,471*** (0,016)	-0,474*** (0,016)	-0,507*** (0,019)	-0,535*** (0,062)
Otros controles	No	No	No	No	Sí	Sí	Sí	Sí
Ordenada	2,688*** (0,035)	2,998*** (0,032)	3,337*** (0,037)	4,582*** (0,101)	4,654*** (0,052)	5,176*** (0,054)	5,654*** (0,064)	7,051*** (0,167)
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,435	0,380	0,335	0,284	0,425	0,373	0,334	0,276
Observaciones	49.614				47.447			

*Nota:* la regresión ampliada incluye más controles (región, rama de actividad, etc.), que no se muestran en este cuadro por razones de espacio. Están disponibles para quien los solicite. Los asteriscos indican la significatividad: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%. Entre paréntesis los errores estándar robustos. No = no se aplica a este modelo.

*Fuente:* construcción propia con datos de Indec-EAHU.

están controlados factores tales como la experiencia, la condición migratoria y otros, la diferencia positiva en los retornos a la educación para los AnR de ingresos bajos podría interpretarse como una compensación a una situación más inestable y precaria que la de los otros ocupados que comparten bajas remuneraciones (además de otras características comunes).

## 2. La corrección por sesgo de selección

El procedimiento de corrección implementado aquí requiere estimar primero una *logit* multinomial (ML) con los determinantes de la elección de estado<sup>19</sup> (cuadro A2.1 en el anexo 2) y solo luego las funciones de ingreso corregidas (cuadro 5).

Las regresiones ML contienen información relevante, pero al no ser el objeto de este artículo serán descritas someramente. La probabilidad de ocupar un puesto no registrado está inversamente relacionada con el nivel educativo de la persona, lo mismo que la probabilidad de desempeñarse en un empleo como cuenta propia no profesional. Los jóvenes, los adultos mayores y los que residen en hogares con un número mayor de niños y de jóvenes tienen una probabilidad más elevada que el resto de tener un empleo no registrado. Un mayor número de ocupados registrados en el hogar aumenta también la probabilidad de ser un AnR. Cobra fuerza, así, la hipótesis según la cual la elección del registro de la fuerza laboral tiene que ver con decisiones tomadas en el hogar y que están condicionadas por el tipo de empleo de otros miembros del hogar.

Si bien algunos signos coinciden con los obtenidos para los trabajadores cuenta propia no profesionales (CPnP), no todas las variables se comportan de la misma manera. Tal es el caso del sexo: mientras que ser varón reduce la probabilidad de tener un empleo como AnR, aumenta la de trabajar como CPnP. El ser jefe de hogar opera también en el mismo sentido. Esto sugiere que los individuos que acceden a empleos no registrados se asemejan más a trabajadores adicionales que aquellos que acceden a empleos como CPnP.

En el cuadro 5 puede constatar que los retornos a la educación difieren entre los segmentos: 4,1% para AR, 3,4% para AnR. Esta brecha, si bien tenue (un

---

19 Si bien se habla aquí de "elección" de estado, esto de ninguna manera significa aceptar la voluntariedad de la informalidad, lo que implicaría ir en contra de la literatura comentada en la sección I.

poco menos de un punto porcentual), es significativa al 1%. También es claro que las diferencias por horas trabajadas y por sexo son amplias entre ambos segmentos de asalariados. Se incluyen en el cuadro 5 los coeficientes para ocupaciones clasificadas por cualificaciones requeridas y se hallan diferencias en este caso muy marcadas entre AR y AnR.

**Cuadro 5.** Ecuaciones de ingreso corregidas por sesgo de selección

Variables	Básica		Ampliada	
	AR	AnR	AR	AnR
Educación	0,058*** (0,001)	0,048*** (0,002)	0,041*** (0,001)	0,034*** (0,002)
Experiencia	0,015*** (0,001)	0,007*** (0,002)	0,014*** (0,001)	0,009*** (0,002)
Experiencia (al cuadrado)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
Varón	0,220*** (0,016)	0,365*** (0,029)	0,160*** (0,016)	0,225*** (0,029)
Horas trabajadas	0,418*** (0,007)	0,622*** (0,007)	0,388*** (0,010)	0,577*** (0,011)
Calificación técnica	No	No	-0,179*** (0,011)	-0,317*** (0,036)
Calificación operativa	No	No	-0,263*** (0,010)	-0,537*** (0,033)
No cualificada	No	No	-0,396*** (0,013)	-0,671*** (0,033)
Otros controles	No	No	Sí	Sí
Ordenada	4,431*** (0,050)	2,970*** (0,097)	4,982*** (0,058)	3,992*** (0,107)
Observaciones	31.952	17.117	30.781	16.471
R <sup>2</sup> ajustado	0,323	0,453	0,389	0,494

*Nota:* la regresión incluye más controles (región, rama de actividad, etc.), que no se muestran en este cuadro por razones de espacio. Están disponibles para quien los solicite. Los asteriscos indican la significatividad: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%. Entre paréntesis el error estándar robusto. No = no se aplica para este grupo.

*Fuente:* construcción propia con datos de Indec-EAHU.

## D. Descomposiciones de la brecha

Dado que se verificaron diferencias no solo de ingresos monetarios sino también en dotaciones (como el nivel educativo y otras) y en ciertos retornos (educa-

ción, experiencia, cualificación de las tareas), a continuación se descompondrá la brecha para juzgar qué parte puede ser adjudicada a diferencias en las dotaciones y qué parte a diferencias en los retornos. Se aplicarán para ello dos técnicas: la tradicional de microdescomposición B-O y el método ME.

En el cuadro 6 puede constatar que según la B-O las dotaciones explican entre el 53% y el 67% de la brecha de remuneraciones entre asalariados registrados y no registrados. Este resultado no es esencialmente diferente del que se obtuvo al computar las BA introduciendo *dummies* en las funciones de Mincer tradicionales, como se hizo en los cuadros 2 a 5.

**Cuadro 6.** Descomposición de la brecha de ingresos mensuales. Argentina, *pooled* 2010-2011

Especificación/fuente	Brecha	EE	Estructura
<b>Básica</b>			
Dotaciones	0,379	0,007	39,8
Coeeficientes	0,640	0,006	67,1
Interacción	-0,066	0,006	-7,0
Total	0,953		100,0
<b>Ampliada</b>			
Dotaciones	0,457	0,009	42,1
Coeeficientes	0,573	0,007	52,7
Interacción	0,057	0,009	5,2
Total	1,086		100,0

Fuente: construcción propia con datos de Indec-EAHU.

También se aprecia que al controlar por más variables<sup>20</sup>, el porcentaje de la brecha explicada por las dotaciones aumenta; este es otro resultado que coincide con el cómputo más simple de la BA a través de las *dummies*.

El ME, cuyos resultados se muestran en el cuadro 7a, permite superar varias limitaciones del modelo tradicional de B-O y potencia las conclusiones que pueden desprenderse de la descomposición.

20 Este ejercicio se realizó solo para asalariados, pues la variable calificación de la tarea se usó para clasificar a los trabajadores independientes en profesionales y no profesionales.

**Cuadro 7a.** Descomposición no paramétrica de la brecha de ingresos mensuales.  
Argentina, *pooled* 2010-2011

Fuente	Sin controles <sup>a</sup>		Con controles <sup>a</sup>	
	Dif.	Dif. (%)	Dif.	Dif. (%)
$\Delta$	1,569	100,0	1,569	100,0
$\Delta 0$	0,861	54,9	0,787	50,1
$\Delta AR$	0,223	16,2	0,272	17,3
$\Delta AnR$	0,250	18,1	0,343	21,9
$\Delta X$	0,148	10,8	0,168	10,7
AR <sup>b</sup>	0,176		0,119	
AnR <sup>b</sup>	0,183		0,121	

<sup>a</sup> Sin/con controles por ocupaciones, equivalente a la versión básica de las ecuaciones de ingreso.

<sup>b</sup> Proporción de individuos que se encuentran en el *common support*.

Fuente: construcción propia con datos de Indec-EAHU.

La similitud con el método B-O es la proporción de la brecha que queda sin explicar: entre el 50% y el 55%, dependiendo de la introducción de controles. No obstante, el ME advierte que las diferentes dotaciones entre AR y AnR explican solo un 11% de la disparidad de ingresos, y que casi el 40% restante estaría explicado por diferencias en dotaciones entre individuos que están dentro y fuera del *common support*, tanto AR (17%) como AnR (22%). Pero dado que son relativamente pocos los individuos que el ME pudo enlazar (12% aproximadamente), conviene mirar la perspectiva temporal que se obtiene con la EPH (cuadro 7b), que eleva notoriamente el porcentaje de individuos comparados.

Las conclusiones anteriores se ven aquí robustecidas. La proporción de la brecha que queda sin explicar es muy elevada (84% en 2010 y 76% en 2011) y el aporte de las dotaciones de uno y otro grupo de asalariados es negativo<sup>21</sup>. Además, por el cuadro 7b puede constarse que esta proporción "no explicada" aumentó en el último tramo del período y que las diferencias entre individuos (AR y AnR) dentro y fuera del *common support* son las que estarían contribuyendo a generar brecha favorable a los AR. También queda claro que las dife-

21 Estrictamente esto significa que de tener idénticas dotaciones AR y AnR, la brecha sería favorable a los segundos. Como el valor negativo es pequeño, podría inferirse que no habría brecha de ingresos.

rencias de los AnR dentro y fuera del *common support* son las que explican más las brechas favorables a los AR. Esta es una manera diferente de plantear la mayor heterogeneidad del grupo de AnR, la que también proviene de la definición utilizada.

**Cuadro 7b.** Descomposición no paramétrica de la brecha de ingresos mensuales. Argentina, áreas urbanas grandes, 2003-2012

Fuente	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
$\Delta$	1,700	1,790	1,764	1,914	1,693	1,592	1,657	1,492	1,531	1,410
$\Delta O$	0,963	1,230	1,305	1,338	1,348	1,356	1,350	1,259	1,160	1,026
$\Delta AR$	0,302	0,325	0,281	0,286	0,212	0,225	0,214	0,195	0,203	0,172
$\Delta AnR$	0,331	0,307	0,292	0,315	0,283	0,261	0,315	0,242	0,254	0,279
$\Delta X$	0,104	-0,071	-0,114	-0,025	-0,150	-0,250	-0,222	-0,205	-0,085	-0,067
$\Delta$	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
$\Delta O$	56,7	68,7	74,0	69,9	79,6	85,2	81,5	84,4	75,7	72,8
$\Delta AR$	17,8	18,1	15,9	14,9	12,5	14,1	12,9	13,1	13,2	12,2
$\Delta AnR$	19,5	17,1	16,6	16,5	16,7	16,4	19,0	16,2	16,6	19,8
$\Delta X$	6,1	-4,0	-6,5	-1,3	-8,9	-15,7	-13,4	-13,7	-5,6	-4,8
AR <sup>a</sup>	0,359	0,382	0,401	0,390	0,409	0,407	0,413	0,416	0,403	0,409
AnR	0,310	0,320	0,341	0,358	0,366	0,365	0,369	0,373	0,372	0,370

<sup>a</sup> Proporción de individuos que se encuentran en el *common support*.

Fuente: construcción propia con datos de Indec-EAHU.

En suma, entre un 50% y un 85% de la brecha no está explicado por diferencias en la productividad ni de las ocupaciones (cualificación de las tareas) ni de los trabajadores (educación), tanto entre AR y AnR, ni dentro de esos grupos por los que quedaron dentro y fuera del *common support*.

## E. Transiciones entre estados

Para examinar las transiciones se clasificó a los individuos en siete estados, aunque en el análisis se pone el énfasis en las observadas entre asalariados registrados y no registrados (cuadro 8a).

**Cuadro 8a.** Matriz de transición. Argentina, 2010-2011

Estado de origen (2010)	Estado de destino (2011)							Total
	AR	AnR	CPP	CPnP	D	I	Otro	
AR	85,3	5,7	0,4	1,9	2,1	3,7	0,9	100
AnR	15,8	53,7	0,4	8,6	5,7	13,9	1,8	100
CPP	11,8	7,3	51,7	11,1	1,4	5,1	11,7	100
CPnP	5,4	14,0	1,3	56,8	4,5	11,4	6,8	100
D	15,6	23,0	0,2	10,5	22,4	27,5	0,9	100
I	4,7	9,8	0,3	4,9	4,9	74,3	1,1	100
Otro	10,6	6,5	4,4	29,5	1,0	6,2	41,9	100
Total	33,6	17,3	1,1	11,7	4,8	28,1	3,5	100

*Nota:* AR = asalariado registrado; AnR = asalariado no registrado; CPP = cuenta propia profesional; CPnP = cuenta propia no profesional; D = desempleado; I = inactivo.

*Fuente:* construcción propia con datos de Indec-EAHU.

La transición AnR→AR casi triplica la transición inversa, AR→AnR: 15,8% frente a 5,7%. El 85,3% de los AR permanece en esa posición de un año a otro<sup>22</sup>. Además, y para completar este panorama, puede constatar que las transiciones desde AnR hacia otros estados se parecen mucho a las que ocurren del desempleo hacia otros estados.

Desde el punto de vista de la hipótesis de la segmentación, podría afirmarse que si los puestos AR son preferidos por los trabajadores, solo un 15,8% de AnR logra, en un año, acceder a ellos, cifra similar a la de desempleados que de un año a otro se convierten en AR. También podría decirse que el 53,7% que permanece en puestos no registrados está esperando la oportunidad de la transición AnR→AR y que el 13,9% de los AnR se desalienta y pasa a la inactividad de un año a otro. Esto último es una manera diferente de plantear la mayor inestabilidad relativa de los puestos no registrados.

Si se restringe el análisis a los flujos entre los dos segmentos que se están examinando en detalle, puede verse la relación entre ellos y la evolución agregada de la economía (cuadro 8b).

22 La mayor estabilidad puede provenir tanto del propio trabajador que valora el puesto y que por ese motivo lo cuida, como del empleador, a quien no le resulta indiferente el costo de despido y el de reconstrucción o reemplazo, incluido en este el costo de entrenamiento. Conviene acá recordar el carácter de costo cuasifijo de la remuneración a los asalariados (Oi, 1962).



**Cuadro 8b.** Tasas de transición, permanencia y cambios en el PIB per cápita (%).  
Argentina, 2003-2012

Período	AR→AR	AR→AnR	AnR→AR	AnR→AnR	ΔPIBpc
2003-2004	87,9	5,4	12,3	58,4	8,0
2005-2006	89,1	4,6	14,7	57,9	8,7
2007-2008	88,2	5,7	15,8	49,8	8,4
2009-2010	86,0	6,3	16,3	52,1	6,4
2011-2012	86,3	4,7	14,9	53,0	4,5

*Nota:* AR = asalariado registrado; AnR = asalariado no registrado; CPP = cuenta propia profesional; CPnP = cuenta propia no profesional; D = desempleado; I = inactivo.

*Fuente:* construcción propia con datos de Indec-EAHU.

A lo largo del período 2003-2012, de manera concomitante con la reducción del ritmo de aumento del producto interno bruto (PIB) per cápita, ha disminuido la permanencia de los individuos en puestos registrados. Además, en el período de más bajo crecimiento del PIB per cápita, 2011-2012, se retrajo el tránsito AnR→AR, que había estado aumentando en períodos previos en un contexto macroeconómico un tanto más dinámico. Igualmente, en la parte final del período considerado en el cuadro 8b se observa un nuevo aumento de la permanencia de los ocupados en puestos no registrados, la cual había experimentado una baja sensible en los años de mayor dinamismo macroeconómico.

Los datos dinámicos permiten constatar también un aspecto interesante para el análisis de la segmentación, esto es, que el empleo AnR se nutre principalmente de tres estados: inactivos, AR y trabajo independiente no profesional, aunque un porcentaje no menor proviene del desempleo<sup>23</sup>.

De nuevo, si se acepta que el ser AnR es un estado transitorio, el porcentaje de población del segmento informal genuino estaría compuesto por los que permanecen en el sector (55,4%), por los que vienen de AR (10,6%), de CPnP (9,1%) y del desempleo (6,7%). Esto implica que alrededor del 82% del conjunto de no registrados estaría compuesto por empleos o puestos de calidad dudosa.

Pero también los valores de los indicadores dinámicos presentados en el apartado anterior están influenciados por el tamaño y la tasa de crecimiento de los

23 Esto no se muestra en el cuadro 8 y surge de los mismos datos, pero calculando los porcentajes verticalmente.

diferentes estados. Es por ello necesario controlar estos efectos. En el cuadro 9 se muestra la matriz de tendencia ( $T$ ) para el total de la población analizada y para dos niveles educativos extremos (alto y bajo)<sup>24</sup>. Como se explicó en la sección metodológica, con dicha matriz es posible captar tanto la proporción de empleos destruidos del estado  $i$ , como la proporción de puestos de trabajo creados en cada estado de destino  $j$ .

**Cuadro 9.** Tendencias de transición (matriz  $T$ ) en el mercado de trabajo, Argentina, 2010-2011

Estado de origen ( $i$ ) 2010	Estado de destino ( $j$ ) 2011						
	AR	AnR	CPP	CPnP	D	I	Otro
<b>Todos</b>							
AR		1,304	1,141	0,608	1,023	0,973	0,865
AnR	1,358		0,375	0,841	0,811	1,099	0,512
CPP	1,246	0,611		1,336	0,251	0,503	4,076
CPnP	0,541	1,115	1,266		0,758	1,053	2,245
D	0,930	1,084	0,097	0,710		1,525	0,168
I	0,756	1,251	0,462	0,906	1,313		0,587
O	0,900	0,437	3,731	2,869	0,136	0,465	
<b>Educación baja</b>							
AR		1,426	0,000	0,597	1,005	1,002	0,609
AnR	1,527		0,000	0,761	0,863	1,096	0,423
CPP	0,000	0,172		3,221	2,275	0,000	0,000
CPnP	0,409	1,125	3,991		0,901	0,978	2,294
D	1,279	1,143	0,000	0,624		1,245	0,118
I	0,450	1,306	0,000	1,080	1,063		0,602
O	0,241	0,465	0,000	3,198	0,125	0,330	
<b>Educación alta</b>							
AR		1,484	0,983	0,399	0,629	1,384	0,789
AnR	1,492		0,674	0,593	0,918	0,433	1,127
CPP	0,888	0,901		1,037	0,381	0,862	2,115
CPnP	0,664	0,962	1,321		0,569	1,160	1,867
D	1,027	1,100	0,139	1,462		2,062	0,000
I	1,256	0,958	0,210	1,073	2,101		0,243
O	0,756	0,298	2,579	2,035	0,141	0,598	

*Nota:* AR = asalariado registrado; AnR = asalariado no registrado; CPP = cuenta propia profesional; CPnP = cuenta propia no profesional; D = desempleado; I = inactivo; O = otros. Educación baja = menos que primaria completa; educación alta = secundaria completa y más.

*Fuente:* construcción propia con datos de Indec-EAHU.

24 Se entiende por nivel educativo bajo menos que primaria completa y por alto, secundaria completa y más.

En un mercado laboral no segmentado, los patrones de movilidad son aleatorios, por lo que los valores de  $T_{ij}$  deberían ser iguales a uno<sup>25</sup>. Un número menor que uno indica una baja tendencia a la transición y los mayores que uno, una tendencia positiva hacia la transición.

Bajo segmentación en el mercado laboral cabría esperar una baja tendencia  $AR \rightarrow AnR$  y una tendencia alta en  $AnR \rightarrow AR$ , lo que reflejaría, en ambos casos, una preferencia de los ocupados por los puestos registrados. En el cuadro 10, primer panel, se observa precisamente esto, pero en una magnitud que no permite discernir la significatividad. Por ende, desde la perspectiva de la segmentación, los resultados obtenidos en la matriz  $T$  no son contundentes.

A pesar de lo anterior, se requiere tener en cuenta que las transiciones dependen no solo de las decisiones de los trabajadores, sino de las oportunidades que se presentan en el mercado laboral. Por ello, es necesario recordar que la matriz  $T$  refleja esta decisión de los trabajadores, así como la dinámica de la creación y destrucción de puestos laborales en todos los estados de los ocupados. En consecuencia, resulta conveniente mirar cómo evolucionó el empleo asalariado en el período de reciente recuperación económica. En el gráfico 2 se muestra el cambio porcentual en la cantidad de ocupados en calidad de asalariados, distinguiendo entre  $AR$  y  $AnR$ .

Entre 2005–2009, el empleo formal creció a tasas positivas pero decrecientes, a la vez que se observa, para el mismo período, una disminución del empleo no registrado. Pero precisamente en 2010–2011 (años de los que se ocupa este estudio), se observa un fuerte aumento del empleo  $AnR$ , expansión que supera al cambio del empleo  $AR$ . Este comportamiento debe impactar los resultados que arroja la matriz  $T$ .

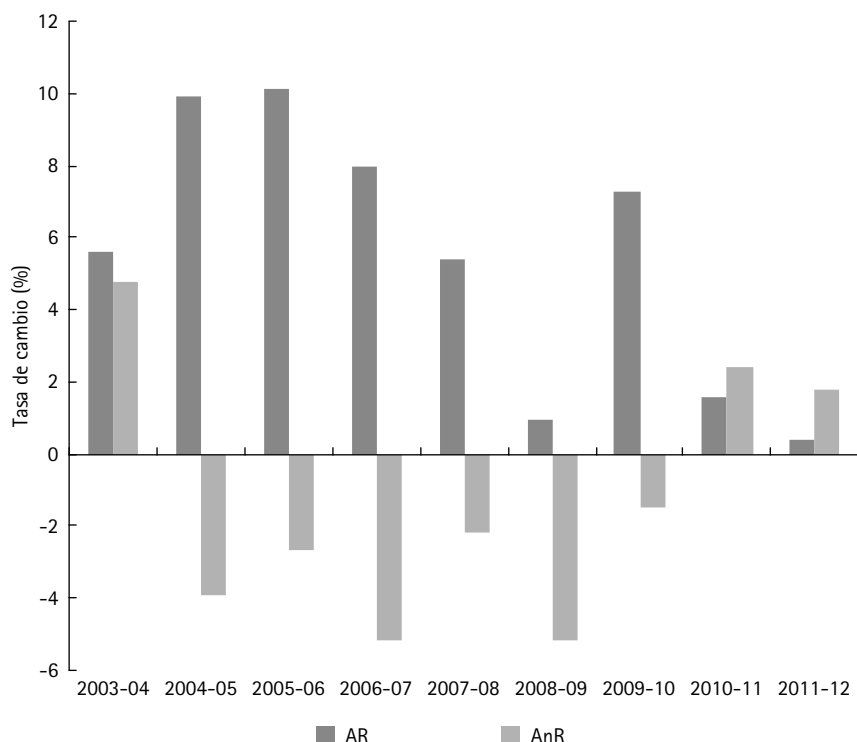
Para explorar con mayor detalle las diferencias en los indicadores dinámicos, se computaron tasas de tránsito según nivel educativo de los ocupados y grupos de edad. Para este último caso se diferenció entre jóvenes (18–24 años),

---

25 Las matrices de tendencia permiten observar si los tránsitos entre los estados del mercado de trabajo son aleatorios (iguales a uno) o no aleatorios (menores o mayores que uno) y, por tanto, sugieren tendencias de transición, al tener no solo los movimientos de los trabajadores sino la creación o destrucción de puestos en los estados de origen y destino. Así, no es posible decidir si un valor "mayor que" o "menor que" implica segmentación. Simplemente proporciona una idea de la tendencia de la transición.

adultos en edades centrales (25-59) y adultos mayores. Algunos de los resultados obtenidos se muestran en el gráfico 3.

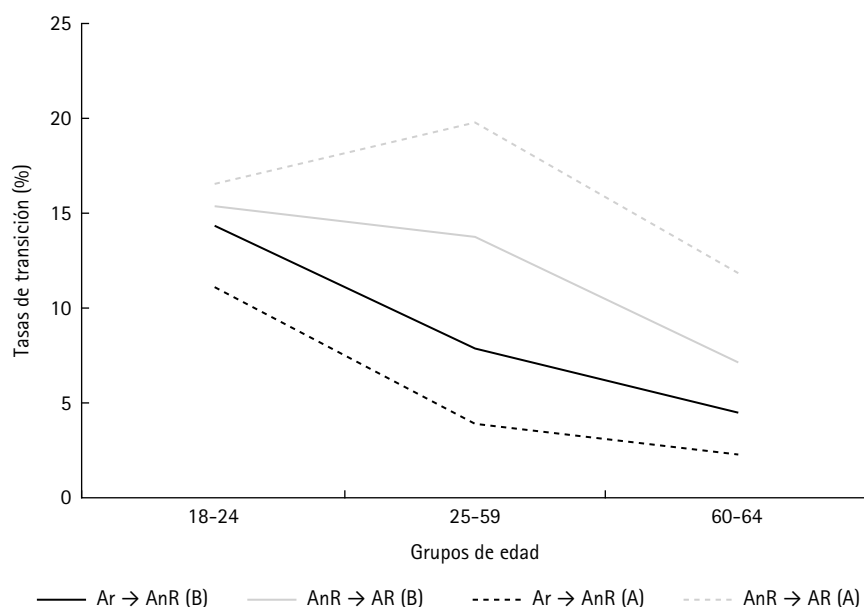
**Gráfico 2.** Tasa de creación de empleo asalariado. Argentina 2003-2012 (4° trimestre)



Fuente: construcción propia con datos de Indec-EAHU.

Los perfiles difieren claramente y muestran una patente evidencia a favor de la hipótesis de segmentación. El paso entre la juventud y la adultez (primera línea del gráfico 2, comenzando desde arriba) implica para los más calificados, un aumento fuerte en el tránsito AnR→AR. En este caso la tasa de transición es la más alta de todas las que se presentan en el gráfico. La más baja también corresponde a los que tienen un nivel educativo alto, pero se verifica en el sentido inverso: del registro al no registro (AR→AnR). Este último resultado sugiere que la consolidación de la carrera laboral está signada por un tránsito cada vez menor de puestos registrados a no registrados, el cual es efectuado por aquellos que cuentan con una elevada dotación de capital educativo.

**Gráfico 3.** Probabilidades de transición entre ciertos estados, según edad y nivel educativo de los asalariados. Argentina 2010-2011



Fuente: construcción propia con datos de Indec-EAHU.

Un examen condicional de las transiciones que tenga en cuenta la creación y destrucción de puestos de trabajo (como lo hace descriptivamente la matriz de tendencia) se puede realizar a través de las funciones de emparejamiento o *matching* (Mortensen y Pissarides, 1994; Petrongolo y Pissarides, 2008; Shimer, 2005, entre otros), pero esto implicaría estimar funciones agregadas de emparejamiento, lo que constituiría un trabajo de investigación en sí mismo<sup>26</sup> y supondría, además, adecuar un marco conceptual pensado para el estudio del desempleo al análisis de la segmentación.

Por este motivo, se decidió llevar a cabo un análisis condicional de las transiciones, estimando ecuaciones *probit* pseudodinámicas, con el doble propósito de probar las diferencias en las probabilidades de transitar entre estados según

26 Es lo que hace Gross (1997), para Alemania.

variables claves (como la educación y la experiencia, por ejemplo) y computar tasas de transición contrafácticas (anexo 1, parte B)<sup>27</sup>.

Las regresiones sobre los determinantes de estado arrojan las evidencias más claras a favor de la hipótesis de la segmentación laboral. Hay al menos siete razones que pueden sostenerse con la información presentada en el cuadro 10. En primer lugar, los AR permanecen más en esa condición que los AnR en la suya, *ceteris paribus*. Segundo, la probabilidad de los AnR de ocupar puestos como AR en el año siguiente es positiva, mientras que el tránsito inverso (AR→AnR) no se verifica. Tercero, los trabajadores por cuenta propia no profesionales (CPnP) y los desempleados tienen una propensión positiva a trasladarse hacia puestos AnR. Cuarto, el ser un CPnP (o independiente no profesional) en un momento del tiempo disminuye la probabilidad de ser AR en el año siguiente. Quinto, la probabilidad de encontrarse como AR en un momento dado del tiempo depende de manera directa del nivel educativo y con la edad sigue un patrón en forma de "U" invertida. Sexto, la probabilidad de encontrarse como AnR en un momento dado del tiempo depende de manera inversa del nivel educativo y no está relacionada con la edad de los ocupados. Séptimo, la cantidad de trabajadores registrados en el hogar aumenta la probabilidad de ser un AR y disminuye la de ser un AnR.

De aceptar que la estabilidad laboral es preferida por sobre la inestabilidad laboral, que los tránsitos más frecuentes se dan entre estados más similares y que la educación y la experiencia amplían las posibilidades de elección de estado, entonces lo que están mostrando los resultados del cuadro 10 es que los trabajadores persiguen puestos asalariados registrados y que usan los puestos no registrados como un recurso que les permite generar un ingreso, mientras esperan la oportunidad de una inserción de mayor calidad.

## IV. Conclusiones

En este artículo se ha presentado evidencia que sugiere segmentación en el mercado laboral argentino. Entre asalariados registrados y no registrados en

---

27 Esta manera de proceder, alternativa a la estimación de funciones agregadas de emparejamiento, se encuadra más en lo que se vino haciendo a lo largo del presente artículo y permite obtener conclusiones que pueden añadirse directamente a las conclusiones obtenidas hasta aquí.

**Cuadro 10.** Regresión *probit* – Determinantes de estado en 2011

Variables	V. dependiente: AR		V. dependiente: AnR	
	$\beta$	PP	$\beta$	PP
<b>Fechadas 2010</b>				
AR	2,354*** (0,108)	0,759*** (0,022)	-0,097 (0,121)	-0,022 (0,028)
AnR	0,422*** (0,114)	0,166*** (0,045)	1,471*** (0,119)	0,444*** (0,040)
CPP	-0,059 (0,211)	-0,023 (0,081)	0,206 (0,225)	0,053 (0,063)
CPnP	-0,262** (0,122)	-0,100** (0,045)	0,343*** (0,124)	0,089** (0,036)
Desocupado	0,361*** (0,134)	0,143*** (0,053)	0,636*** (0,133)	0,187*** (0,046)
<b>Fechadas 2011</b>				
Educación	0,032*** (0,006)	0,012*** (0,002)	-0,033*** (0,006)	-0,008*** (0,001)
Edad	0,068*** (0,014)	0,026*** (0,006)	0,010 (0,013)	0,002 (0,003)
Cuadrado edad	-0,001*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Varón	0,149*** (0,055)	0,058*** (0,021)	-0,050 (0,051)	-0,012 (0,012)
Menores 0-5	-0,078** (0,035)	-0,030** (0,014)	0,026 (0,032)	0,006 (0,007)
Menores 6-11	-0,034 (0,028)	-0,013 (0,011)	0,045* (0,026)	0,011* (0,006)
Menores 12-17	-0,020 (0,030)	-0,008 (0,012)	0,033 (0,029)	0,008 (0,007)
Mayores 70	0,005 (0,029)	0,002 (0,011)	-0,025 (0,026)	-0,006 (0,006)
Jefe de hogar	0,130 (0,100)	0,051 (0,039)	-0,038 (0,097)	-0,009 (0,022)
Cónyuge	-0,030 (0,117)	-0,012 (0,045)	-0,125 (0,113)	-0,028 (0,024)
Hijo	0,055 (0,104)	0,021 (0,041)	-0,140 (0,097)	-0,031 (0,021)
Casado	0,105	0,041	-0,174***	-0,041***

Cuadro 10. Regresión *probit* - Determinantes de estado en 2011 (continuación)

Variables	V, dependiente: AR		V, dependiente: AnR	
	$\beta$	PP	$\beta$	PP
Ocupados en el hogar	-0,096*** (0,029)	-0,037*** (0,011)	0,026 (0,025)	0,006 (0,006)
Registrados en H	0,320*** (0,043)	0,125*** (0,017)	-0,180*** (0,038)	-0,042*** (0,009)
Ordenada	-3,172*** (0,329)		-0,875*** (0,294)	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,467		0,245	
Observaciones	18.572		18.572	
Probabilidad predicha		0,417		0,149

*Nota:* AR = asalariado registrado; AnR = asalariado no registrado; CPP = cuenta propia profesional; CPnP = cuenta propia no profesional; D = desempleado. Entre paréntesis los errores estándar robustos. Los asteriscos indican significativamente diferente de cero al \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%.

*Fuente:* construcción propia con datos de Indec-EAHU.

la seguridad social se observan niveles de remuneración diferentes, regímenes diferentes de fijación del salario y tránsitos entre estados que permiten presumir una preferencia de los individuos por los puestos registrados en la seguridad social. Estos hallazgos van en línea con la investigación sobre el tema realizada en algunos países de América Latina y en la Argentina en particular.

Sin embargo, tal conclusión es una generalización que debe ser matizada. Es muy clara la brecha de remuneraciones; además es elevada, persistente en el tiempo y no desaparece en el análisis condicional. No obstante, los retornos a las inversiones en capital humano no arrojan diferencias abultadas entre estos dos grupos, que en todo caso, si bien favorables a la hipótesis de la segmentación, son muy tenues. En este sentido, los estudios que usan otro tipo de metodología para abordar el problema, por ejemplo, aquellos que aplican la técnica de *endogenous switching*, encuentran diferencias mucho más abultadas de los retornos a las inversiones en capital humano entre los segmentos. La heterogeneidad de ocupados dentro de los AnR y de los AR hace presumir que la definición a priori de los grupos no resulta demasiado eficiente en la delimitación de segmentos.

Por el lado del análisis de descomposición, está claro que hay un porcentaje muy elevado de la brecha de ingresos entre asalariados registrados y no regis-



trados que no puede ser explicado por las diferentes dotaciones de los trabajadores, y esto vale para todos los tramos de la distribución de los ingresos del trabajo. De nuevo aparece aquí el tema de la heterogeneidad dentro de cada grupo de ocupados: hay una contribución muy importante a la brecha de remuneraciones de la diferencia salarial entre los trabajadores que están dentro y fuera del *common support*, tanto AR como AnR. Esta evidencia es robusta y se mantiene a lo largo del período 2003-2012.

La tercera prueba, centrada en el análisis descriptivo de las transiciones, no es directa, aunque sí intuitivamente favorable a la hipótesis de la segmentación. Los valores que arroja la matriz de tendencia sugieren flujos intensos en las dos direcciones, lo que no sorprende, dado que en el período examinado hubo una fuerte expansión del empleo asalariado no registrado y los elementos de la matriz de tendencias son sensibles a los procesos de creación y destrucción de puestos dentro de la economía.

Los resultados del análisis condicional y pseudodinámico sí constituyen una evidencia robusta y contundente a favor de la hipótesis de la segmentación. Pudo constatarse que los ocupados con mayores posibilidades de elección de posiciones laborales tienden a acceder a empleos registrados y que, una vez que lo consiguen, son refractarios a abandonarlos. La estabilidad de los trabajadores registrados de un año a otro es muy elevada y más que duplica la permanencia en el mismo estado que muestran los asalariados no registrados en la seguridad social.

## Referencias

1. ACOSTA, L. y JORRAT, R. (1991). "Escala argentina de prestigio ocupacional", *Desarrollo Económico*, 120(30):120-145.
2. ALCARAZ, C., CHIQUIAR, D. y SALCEDO, A. (2012). *Informality and segmentation in the Mexican labor market*. Mimeografía, Cemla. Disponible en <http://www.cemla.org/red/red-xvii/2012-red-xvii-37.pdf>.
3. ALZÚA, M. (2008). Are informal workers secondary workers?: Evidence for Argentina (Documento de Trabajo 73). Cedlas.

4. ARIAS, O. y KHAMIS, M. (2008). Comparative advantage, segmentation and informal earnings: A marginal treatment effects approach (Discussion Paper 3916). IZA.
5. ARIAS, O. y SOSA ESCUDERO, W. (2007). *Assessing trends in informality in Argentina: A cohorts panel VAR approach*. Mimeografía, Banco Mundial y Cedlas.
6. AYDIN, E., HISARCIKLILAR, M. e ILKKARACAN, I. (2010). "Formal versus informal labor market segmentation in Turkey in the course of market liberalization", *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, 12:1-43.
7. BASCH, M. y PAREDES, R. (1992). "Segmentación laboral en Chile: nueva evidencia a partir de estimaciones de cambio de régimen", *Colección Estudios CIEPLAN*, 36:131-144.
8. BECCARIA, L. y GROISMAN, F. (2008). "Informality and labor market segmentation: The case of Argentina", *Anales: Asociación Argentina de Economía Política*, XLIII reunión anual.
9. BECKER, G. (1975). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education* (2<sup>nd</sup> ed.). Nueva York: NBER.
10. BERNABÈ, S. y STAMPINI, M. (2009). "Labour mobility during transition. Evidence from Georgia", *Economics of Transition*, 2:377-409.
11. BERTRANOU, F. (2012). *Employment quality and segmented labor markets in Argentina 1990-2011*. Presentation in Employment Quality in Segmented Labour Markets, Research Workshop, 10-11 December, ILO, Geneva.
12. BLINDER, A. (1973). "Wage discrimination: Reduced form and structural estimates", *The Journal of Human Resources*, 8(4):436-455.
13. BOSCH, M. y MALONEY, W. (2010). "Comparative analysis of labor market dynamics using Markov processes: An application to informality", *Labour Economics*, 17(4):621-631.

14. BOURGUIGNON, F., FOURNIER, M. y GURGAND, M. (2007). "Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte Carlo comparisons", *Journal of Economic Surveys*, 21(1):174-232.
15. CARD, D. (1994). Earnings, schooling, and ability (Working Paper 4832). NBER.
16. DAHL, G. (2002). "Mobility and the return to education: Testing a Roy model with multiple markets", *Econometrica*, 70(6):2367-2420.
17. DE BEYER, J. y KNIGHT, J. B. (1989). "The role of occupation in the determination of wages", *Oxford Economic Papers*, 41(3):595-618.
18. DEVICENTI, F. (2000). *Poverty persistence in Britain: A multivariate analysis using the BHPS, 1991-1997*. Londres, Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
19. DICKENS, W. y LANG, K. (1985). "A test of dual labor market theory", *American Economic Review*, 75:792-805.
20. DUBIN, J. y MCFADDEN, D. (1984). "An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption", *Econometrica*, 52:345-362.
21. ESPINO, J. (2001). *Dispersión salarial, capital humano y segmentación laboral en Lima*. Pontificia Universidad Católica del Perú, Investigaciones Breves 13.
22. FIELDS, G. (2004). *A guide to multisector labor market models*. Paper prepared for the World Bank Labor Market Conference, Washington, D. C.
23. FIELDS, G. (2009). *Segmented labor market models in developing countries*. Cornell University. Disponible en <http://digitalcommons.ilr.cornell.edu/articles>.
24. FIESS, N., FUGAZZA, M. y MALONEY, W. (2008). Informality and macroeconomic fluctuations (Discussion Paper 3519). IZA.

25. GASPARINI, L. y TORNAROLLI, L. (2009). "Labor informality in Latin America and the Caribbean: Patterns and trends from household survey microdata", *Desarrollo y Sociedad*, 63:13-80.
26. GROSS, D. (1997). "Aggregate job matching and returns to scale in Germany", *Economic Letters*, 56(2):243-248.
27. HECKMAN, J. (1979). "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47:153-161.
28. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS (INDEC). (2002). *Paridades de poder de compra del consumidor*. Ministerio de Economía, Secretaría de Política Económica, Indec, Dirección de Índice de Precios de Consumo. Disponible en <http://www.indec.mecon.gob.ar/>.
29. KNIGHT, J. (1979). "Job competition, occupational production functions, and filtering down", *Oxford Economics Papers*, 31(2):187-204.
30. KOENKER, R. y BASSETT, G. (1978). "Regression quantiles", *Econometrica*, 46(1):33-50.
31. LEE, L. (1982). "Some approaches to the correction of selectivity bias", *The Review of Economic Studies*, 49(3):355-372.
32. LEE, L. (1983). "Generalized econometric models with selectivity", *Econometrica*, 51:507-512.
33. LOAYZA, N. y RIGOLINI, J. (2006). Informality trends and cycles (Policy Research Working Paper 4078). Banco Mundial.
34. MALONEY, W. (1999). "Does informality imply segmentation in urban labor markets? Evidence from sectorial transitions in Mexico", *World Bank Economic Review*, 13(2):275-302.
35. MARTÍNEZ, A. (2012). "Calidad del empleo en el mercado laboral venezolano: un análisis para el período 1995-2005", *Revista Gaceta Laboral*, 18(2):175-212.

36. MINCER, J. (1974). *Schooling, experience and earning*. Washington, D. C.: Columbia University Press.
37. MINISTERIO DE TRABAJO Y SEGURIDAD SOCIAL y BANCO MUNDIAL. (2007). *La informalidad laboral en el Gran Buenos Aires. Una nueva mirada. Resultados del Módulo de Informalidad de la EPH*. Buenos Aires: Autores. Disponible en <http://www.trabajo.gov.ar/left/>.
38. MORTENSEN, D. y PISSARIDES, C. (1994). "Job creation and job destruction in the theory of unemployment", *The Review of Economic Studies*, 61(3):397-415.
39. ÑOPO, H. (2008). "Matching as a tool to decompose wage gaps", *The Review of Economics and Statistics*, 90(2):290-299.
40. OAXACA, R. (1973). "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, 14:693-709.
41. OL, W. (1962). "Labor as a quasi fixed factor", *The Journal of Political Economy*, 70(6):538-555.
42. ORGANIZACIÓN INTERNACIONAL DEL TRABAJO (OIT). (2002). *El trabajo decente y la economía informal*. 90ª Conferencia Internacional del Trabajo, Ginebra.
43. OSTERMAN, P. (1975). "An empirical study of labor market segmentation", *Ind. Lab. Relat. Rev.*, 28(4):508-523.
44. OSTERMAN, P. (1982). "Employment structures within firms", *British Journal of Industrial Relations*, 20:349-361.
45. PAZ, J. (2005). Educación y mercado laboral. Revisión de la literatura y algunos hechos para la Argentina (Documento de Trabajo 311). Buenos Aires: Universidad del CEMA.
46. PAZ, J. (2007a). Retornos laborales a la educación en la Argentina. Evolución y estructura actual (Documento de Trabajo 355). Buenos Aires: Universidad del CEMA.

47. PAZ, J. (2007b). *Trabajo y bienestar. La oferta de trabajo de la familia como estrategia para enfrentar choques adversos al bienestar*. Tesis doctoral, Buenos Aires: Universidad del CEMA.
48. PEDRAZA AVELLA, A. (2011). "Segmentación laboral en Colombia durante el período 2001-2006", *Revista CIFE*, 18(13):101-123.
49. PETRONGOLO, B. y PISSARIDES, C. (2008). "The ins and outs of European unemployment", *The American Economic Review*, 98(2):256-262.
50. POSSO, C. (2010). "Calidad del empleo y segmentación laboral: un análisis para el mercado laboral colombiano 2001-2006", *Desarrollo y Sociedad*, 65:191-234.
51. PRATAP, S. y QUINTÍN, E. (2003). *Are labor markets segmented in Argentina? A semiparametric approach*. Mimeografía, Instituto Tecnológico Autónomo de México y Federal Reserve Bank of Dallas.
52. SCHULTZ, T. (1961). "Investment in human capital", *American Economic Review*, 51(1):1-17.
53. SHIMER, R. (2005). *Reassessing the ins and outs of unemployment*. Mimeografía, University of Chicago.
54. SPENCE, M. (1973). "Job market signaling", *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3):355-374.
55. TORNAROLLI, L. y CONCONI, A. (2007). Informalidad y movilidad laboral: un análisis empírico para Argentina (Documento de Trabajo 59). Cedlas.
56. TREIMAN, D. (1977). *Occupational prestige in comparative perspective*. Nueva York: Academic Press.
57. URIBE, J., ORTIZ, C. y GARCÍA, G. (2007). "La segmentación del mercado laboral colombiano en la década de los noventa", *Revista de Economía Institucional*, 9(16):189-221.

58. VALDIVIA, M. y PEDRERO, M. (2011). "Segmentación laboral, educación y desigualdad salarial en México", *Revista Mexicana de Sociología*, 73(1):139-175.
59. WAISGRAIS, S. (2001). *Segmentación del mercado de trabajo en Argentina: una aproximación a través de la economía informal*. Asociación Argentina de Especialistas en Estudios del Trabajo (ASET). Disponible en <http://www.aset.org.ar>.
60. WILLIS, R. (1987). "Wage determinants: A survey and reinterpretation of human capital earnings functions", en O. Ashenfelter y R. Layard (Eds.), *Handbook of Labor Economics* (Vol. 1, Ch. 10, pp. 525-602). Amsterdam: Elsevier.

## Anexos

### Anexo 1. Metodología

#### A. Implementación del procedimiento DMF

La forma algebraica de la ecuación de selección estimada es:

$$y_j^* = z\gamma_j + \eta_j, \text{ con } j = 1, \dots, M \quad (A1)$$

en la que  $y_j^*$  representa la utilidad que le reporta al agente la ocupación  $j$ , y  $z$  el vector con los determinantes de la elección<sup>1</sup>. El problema consiste entonces en estimar los parámetros desconocidos reunidos en el vector  $\gamma$ .

Una vez reconocidos los estados y estimados los parámetros de la regresión ML, en una segunda etapa se trabaja con una variable de resultado, por ejemplo, el logaritmo de los ingresos de la ocupación 1 ( $\ln w_1$ ):

$$\ln w_1 = x\beta_1 + u_1 \quad (A2)$$

Hay que tener en cuenta que la variable de resultado (la remuneración) podrá observarse si y solo si la categoría 1 es la elegida por el individuo, lo que ocurre cuando la utilidad que le reporta al sujeto el estado 1 es mayor que la máxima utilidad que obtiene de los estados restantes:

$$y_1^* > \max_{j \neq 1} (y_j^*) \quad (A3)$$

Si se supone que los  $\eta_j$  de (A1) están independiente e idénticamente distribuidos, puede trabajarse con una distribución Gumbel, la que conduce a un modelo ML. Entonces, la probabilidad de que el individuo juzgue la ocupación 1 como la mejor de todas, dados determinados valores de sus determinantes, es:

$$P(\varepsilon_1 < 0|z) = \frac{e^{z\gamma_1}}{\sum_j e^{z\gamma_j}} \quad (A4)$$

---

1 Se omite el subíndice  $i$  que identifica al individuo.



Habiendo definido  $\varepsilon_i = \max_{j \neq 1} (y_j^* - y_1^*) = \max_{j \neq 1} (z\gamma_j + \eta_j - z\gamma_1 + \eta_1)$ , lo que es equivalente a  $\varepsilon_i < 0$ , es posible estimar los parámetros de (A4) por máxima verosimilitud.

Generalizando el modelo de Heckman (1979), la probabilidad de un individuo de elegir la alternativa  $k$ , vendrá dada en este contexto por:

$$P_k = \frac{e^{z\gamma^k}}{\sum_j e^{z\gamma^j}} \quad (\text{A5})$$

con lo cual:

$$E(u_1 | \varepsilon_1 < 0, \Psi) = \mu(P_1, \dots, P_M) \quad (\text{A6})$$

En este caso:  $\Psi = \{z\gamma_1, z\gamma_2, \dots, z\gamma_7\}$ .

La etapa siguiente del procedimiento consiste en estimar la ecuación de Mincer de la siguiente manera:

$$\ln w_1 = x_1 \beta_1 + \mu(P_1, \dots, P_M) + w_1 \quad (\text{A7a})$$

O bien:

$$\ln w_1 = x_1 \beta_1 + \lambda(\Psi) + w_1 \quad (\text{A7b})$$

donde  $w_1$  es el término residual ya completamente independiente de los regresores incluidos en dicha ecuación. Los  $\beta$  estimados también estarían libres de sesgo por selección de ocupaciones.

## B. Estimación de las probabilidades de tránsito<sup>2</sup>

Para estimar las probabilidades de tránsito que conforman una matriz de transición es necesario contar con un modelo dinámico con dependencia estructu-

---

2 Mayor detalle de esta metodología en Paz (2007b).

ral que permita obtener un proceso de Markov de primer orden<sup>3</sup>. Dicho modelo puede ser especificado a partir de la siguiente función índice:

$$e_{it} = X_{it}\theta + e_{i,t-1}\xi \quad (B1)$$

donde el subíndice  $i$  se refiere a la unidad de observación (individuo) y  $t$  (o  $t-1$ ), a la fecha en que es medida la variable correspondiente. La variable dependiente está en estado latente y se supone que su valor es el resultado de la evaluación de utilidad que hace el individuo de trabajar como asalariado formal o informal, prolongar la búsqueda de empleo, etc. La dicotomización de esta variable latente permite, como se verá más abajo, definir el modelo empírico a estimar.  $X_{it}$  es una matriz que contiene una columna de números uno y  $k$  variables fechadas en  $t$ . Por su parte,  $\theta$  es un vector columna con los parámetros a estimar,  $e_{i,t-1}$  es una matriz de dimensión  $n \times M$  que representa los estados en el mercado laboral del individuo en el período previo, y  $\xi$  es un vector columna ( $M \times 1$ ) con los parámetros a estimar y cuyos valores se obtienen por máxima verosimilitud a partir de la especificación *probit* siguiente:

$$e_{it} = \frac{1}{2\pi^{1/2}} \int_{-\infty}^{z_{it}} \exp(-s^2/2) ds + u_{it} = \Phi(X_{it}\theta + e_{i,t-1}\xi) + u_{it} \quad (B2)$$

La variable latente  $e_{it}$  puede asumir los valores siguientes:

$$e_{it} = 1 \text{ si el individuo está en el estado 1.} \quad (B3a)$$

$$e_{it} = 0 \text{ en caso contrario.} \quad (B3b)$$

Una vez que se cuenta con los parámetros y que se ha definido el individuo representativo (por las medias muestrales, por ejemplo), pueden calcularse las probabilidades buscadas, las que vienen dadas por:

$$\lambda_{jk} = Pr(I_{it} = j | I_{i,t-1} = k; X_{it}) \quad (B4)$$

Las probabilidades que se desean obtener requieren estimar al menos siete regresiones según el modelo definido en (B1) y las condiciones (B3a) y (B3b).

3 La literatura econométrica sobre este tema es extensa y su desarrollo mayor lo debe al análisis del efecto *scarring* en el análisis del desempleo.

Dando valores concretos a  $I_{it-1}$ , de la primera regresión se pueden calcular las probabilidades  $I_{11}, I_{12}, \dots, I_{1j}$ , de la segunda  $I_{21}, I_{22}$  y  $I_{2j}$ , y así.

## Anexo 2. Resultados del análisis multinomial *logit*

**Cuadro A2.1.** Multinomial *logit* – Determinantes de la elección de estado. Argentina, *pooled* 2010–2011

Variables	Estados del mercado laboral(*)					
	AnR	CPP	CPnP	D	I	O
Educación	-0,184*** (0,003)	0,484*** (0,015)	-0,129*** (0,003)	-0,159*** (0,004)	-0,185*** (0,003)	0,035*** (0,005)
<b>Grupos de edad</b>						
18–29	0,529*** (0,029)	-0,481*** (0,124)	-0,401*** (0,037)	0,605*** (0,043)	0,358*** (0,027)	-0,750*** (0,064)
30–39	0,027 (0,028)	-0,127 (0,094)	-0,259*** (0,031)	-0,155*** (0,046)	-0,490*** (0,027)	-0,459*** (0,050)
50–59	-0,151*** (0,033)	0,350*** (0,104)	0,276*** (0,033)	-0,234*** (0,059)	0,277*** (0,030)	0,169*** (0,050)
60+	0,171*** (0,051)	0,848*** (0,137)	0,614*** (0,049)	0,375*** (0,083)	1,596*** (0,042)	0,602*** (0,071)
<b>Característica</b>						
Varón	-0,450*** (0,022)	0,289*** (0,081)	0,289*** (0,029)	-0,584*** (0,033)	-1,515*** (0,022)	0,612*** (0,048)
Casado	-0,681*** (0,028)	-0,111 (0,103)	-0,145*** (0,033)	-0,642*** (0,045)	-0,612*** (0,029)	0,213*** (0,056)
Jefe de hogar	-0,355*** (0,041)	0,023 (0,211)	0,107* (0,056)	-0,841*** (0,062)	-1,274*** (0,040)	0,772*** (0,116)
Cónyuge	-0,005 (0,047)	0,626*** (0,228)	0,506*** (0,063)	-0,298*** (0,072)	0,162*** (0,044)	1,117*** (0,124)
Hijo	-0,092** (0,039)	0,642*** (0,210)	0,051 (0,057)	0,211*** (0,055)	0,056 (0,037)	0,426*** (0,120)
<b>Hogar</b>						
Niños 0–5	0,132*** (0,014)	0,014 (0,061)	0,046*** (0,017)	0,095*** (0,022)	0,178*** (0,014)	-0,017 (0,029)
Niños 6–12	0,114*** (0,013)	-0,033 (0,057)	0,085*** (0,015)	0,074*** (0,020)	0,128*** (0,012)	-0,080*** (0,026)
Jóvenes 13–17	0,098*** (0,014)	-0,009 (0,065)	-0,029* (0,017)	0,141*** (0,021)	0,097*** (0,014)	0,026 (0,027)

Cuadro A2.1. Multinomial *logit* - Determinantes de la elección de estado. Argentina, *pooled* 2010-2011 (continuación)

Mayores de 70	-0,145*** (0,030)	0,198** (0,094)	0,044 (0,035)	-0,068 (0,042)	-0,160*** (0,027)	-0,006 (0,060)
Ocupados	0,308*** (0,012)	0,078 (0,053)	0,297*** (0,014)	0,052*** (0,019)	0,088*** (0,012)	0,615*** (0,019)
Registrados	-0,584*** (0,016)	-0,424*** (0,065)	-0,628*** (0,020)	-0,225*** (0,024)	-0,179*** (0,015)	-1,107*** (0,033)
Ordenada	1,941*** (0,056)	-11,083*** (0,337)	0,069 (0,071)	0,756*** (0,084)	2,924*** (0,053)	-3,944*** (0,140)
Observaciones	107.977					

*Nota:* errores estándar entre paréntesis. Estadísticamente significativo al \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%. (\*) AR = asalariado registrado; AnR = asalariado no registrado; CPP = cuenta propia profesional; CPnP = cuenta propia no profesional.

*Fuente:* construcción propia con datos de Indec-EAHU.