

## INESTABILIDAD LABORAL EN EL GRAN BUENOS AIRES\*

*Luis Beccaria*  
y *Roxana Maurizio*\*\*

### RESUMEN

Este artículo examina la intensidad y las características de la inestabilidad laboral en el mercado de trabajo urbano de Argentina a partir del estudio de las transiciones desde la ocupación que se registraron en el Gran Buenos Aires durante los años noventa del siglo XX. El trabajo describe, inicialmente, las diferencias en el grado de movilidad existente entre distintos grupos de ocupados. Luego analiza en qué medida se modificó la intensidad de la rotación laboral a lo largo de esos años como consecuencia del gran aumento del desempleo —a partir de 1994—, de los cambios ocurridos en la estructura ocupacional —sobre todo, del aumento de la precariedad— y de las modificaciones introducidas a las regulaciones del mercado de trabajo a partir de 1995. Para ello se estudian los cambios en las probabilidades de salida desde la ocupación ocurridos entre la primera y segunda mitad del decenio de los noventa.

### ABSTRACT

This document analyzes the intensity and characteristics of urban labor mobility in Argentina during the nineties by studying transitions from occupations in the Greater Buenos Aires labor market. Initially, the paper describes differences in the degree of mobility among different groups of workers. Then, it explores to what extent rising unemployment, shifts in the occupational structure and the new labor regulations have brought about alterations in labor mobility intensity during that period. Therefore, changes in exit rates from jobs between the first and the second half of the decade are also studied. Precisely, major modifications in labor institutions were introduced in and after 1995, while open unemployment peaked after 1994. Job precariousness rose throughout the decade.

\* *Palabras clave:* movilidad ocupacional, inestabilidad laboral, precariedad, regulaciones laborales. *Clasificación JEL:* J6. Artículo recibido el 8 de septiembre de 2003 y aceptado el 7 de abril de 2004.

\*\* Universidad Nacional de General Sarmiento (correos electrónicos: lbeccari@ungs.edu.ar y rmaurizi@ungs.edu.ar).

INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

Desde la posguerra Argentina tenía niveles moderados de desempleo abierto, aun cuando la presencia no desdeñable de posiciones informales y precarias<sup>2</sup> sugiere que segmentos de la población se encontraban sujetos a frecuentes cambios en su situación laboral. Algunas de estas características se alteraron, a veces significativamente, durante los años noventa, cuando el mercado de trabajo urbano experimentó importantes modificaciones inducidas por el cambio de régimen económico.

En particular, fue significativo el aumento de la desocupación abierta y del grado de precarización de las ocupaciones. Una de las consecuencias que generalmente tienen estas circunstancias es el crecimiento de la inestabilidad ocupacional debido, en gran medida, a la mayor presencia de los empleos de corta duración, característica propia de los empleos no registrados. La rotación también habría sido estimulada por algunas de las modificaciones introducidas a la legislación laboral: se establecieron contratos de trabajo por tiempo determinado —que tenían un costo para el empleador más reducido que el de la relación común— y se instauró el periodo de prueba.<sup>3</sup> Estos desarrollos sugieren que el crecimiento de la tasa de desempleo abierto habría estado asociado a una mayor inestabilidad laboral, la cual no sería explicada sólo por un comportamiento macroeconómico más fluctuante.

Este artículo analiza, por tanto, las características de la movilidad laboral en el Gran Buenos Aires durante los años noventa, y los cambios que ella experimentó a lo largo del decenio, a partir del estudio de las transiciones desde la ocupación. Ello permitirá explorar en qué medida los cambios recién mencionados en la dinámica laboral,

<sup>1</sup> Este artículo es parte de un trabajo más amplio en el que se analizan no sólo las salidas desde la ocupación sino que se estudian las trayectorias que siguen quienes abandonan un determinado empleo (Beccaria y Maurizio, 2003).

<sup>2</sup> El concepto de informalidad y precariedad tienen diferente significado. A lo largo de este artículo se utiliza la idea de empleo informal para denominar las ocupaciones por cuenta propia y de los asalariados pertenecientes a pequeños establecimientos. Por su parte, se hará referencia a “empleo precario” como sinónimo del correspondiente a posiciones asalariadas no cubiertas por la seguridad social —no registrados.

<sup>3</sup> Un análisis de los efectos de las regulaciones en la inestabilidad puede encontrarse, para el caso de Argentina, en Hopenhayn (2001). Otros estudios similares son los de Saavedra y Torero (2000) para Perú, el de Kugler (2000) para Colombia, el de Calderón Madrid (2000) para México y el de Gonzaga (2003) para Brasil.

así como los experimentados por las regulaciones del mercado de trabajo, han influido en la pauta de movilidad laboral durante ese periodo. Se emplea para ello información proveniente de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) del INDEC.<sup>4</sup> Aun cuando cabe reconocer las limitaciones de esta encuesta para medir las transiciones laborales, se considera que aporta evidencias que permiten establecer una imagen razonable de las características de la movilidad ocupacional.

La inestabilidad que se experimentó en el mercado de trabajo aparece como un tema relevante no sólo para comprender mejor su funcionamiento sino también al evaluar la dinámica del bienestar de los hogares. En principio, un incremento de la que se produce junto con un aumento del desempleo tiende a afectar negativamente el bienestar en tanto amplía las fluctuaciones de los ingresos y aumenta, por tanto, la incertidumbre de los hogares acerca del comportamiento futuro de los mismos. Esta situación resulta particularmente difícil entre las familias de menores recursos por estar asociada a mayor vulnerabilidad de riesgos sociales. Es posible, sin embargo, que ciertas transiciones desde la inactividad hacia la ocupación tiendan, en cambio, a reducir las fluctuaciones de los ingresos. Asimismo, la frecuente rotación entre empleos —con o sin mediación de episodios de desocupación— atenta también contra el grado de integración social de los individuos y suele ser una situación asociada a la baja cobertura de la seguridad social.<sup>5</sup> El artículo está estructurado en tres secciones, la primera de las cuales está dedicada al análisis de la evolución del mercado de trabajo durante el decenio de los noventa. En la sección II se detalla la metodología y la fuente de información empleadas. La siguiente incluye el estudio de la movilidad laboral, para lo cual se estiman funciones de probabilidades condicionales de salida a partir de la aplicación de modelos de duración. Al final se incluye las conclusiones del artículo.

## I. MERCADO DE TRABAJO EN LOS AÑOS NOVENTA

Grandes turbulencias macroeconómicas caracterizaron los últimos años del decenio de los ochenta, destacándose la alta tasa de infla-

<sup>4</sup> La información disponible de la Encuesta correspondiente a las otras áreas urbanas no permite, lamentablemente, estudiar la movilidad laboral para el periodo completo.

<sup>5</sup> Véase, por ejemplo, Beccaria (2001).

ción —que alcanzó picos hiperinflacionarios— y el estancamiento productivo. En este contexto, las remuneraciones reales fueron muy bajas en términos históricos mientras que el desempleo aumentaba un poco, pero dentro de valores moderados (alrededor de 6%). Esta situación fue acompañada por crecimientos de la subocupación horaria y de la informalidad.

A partir de 1991 la economía hizo avances importantes hacia la obtención de los equilibrios macroeconómicos: se controló rápidamente la inflación y se alcanzó un aumento significativo de la actividad.<sup>6</sup> Sin embargo, la reestructuración que experimentó el aparato productivo durante los años iniciales —aproximadamente entre 1991 y 1994—, como consecuencia del programa de reformas estructurales, impidió que esa acelerada expansión de la producción se tradujese en un volumen de empleo adicional suficiente para absorber la creciente oferta laboral; la desocupación, por tanto, aumentó mucho y alcanzó el 12% en 1994. La desaceleración de la inflación posibilitó, no obstante, que los salarios reales se recuperasen de los bajos niveles de fines del decenio anterior (cuando se vieron afectados por la muy alta tasa de crecimiento de los precios).

La crisis de fines de 1994 (asociada a la experimentada por México) detuvo el crecimiento económico y contribuyó a profundizar los problemas de empleo, lo que aumentó la desocupación a cerca de 20% en el Gran Buenos Aires. Superadas las dificultades externas, entre 1995 y 1998 se observó una nueva fase de intenso crecimiento que provocó, esta vez, un mayor dinamismo ocupacional. Hacia la última parte de ese año, nuevas complicaciones en los mercados internacionales, junto con el efecto de la abultada deuda externa, desencadenan el inicio de una larga etapa recesiva, que se agudizó a fines de 2001, con la crisis financiera y la moratoria de la deuda que llevaron a la devaluación de la moneda nacional. Los indicadores laborales volvieron a deteriorarse a lo largo de ese periodo.<sup>7</sup>

Debe considerarse, sin embargo, que a lo largo de la fase expansiva de 1995-1998, y durante parte del inicio del decenio, el aumento de la ocupación exhibió una estructura peculiar, sesgada hacia los

<sup>6</sup> Véase un análisis del comportamiento macroeconómico del periodo en, por ejemplo, Heymann (2001).

<sup>7</sup> Véase un análisis más detallado del comportamiento de las variables laborales en, por ejemplo, Damill, Frenkel y Maurizio (2002).

empleos precarios. Menos de la cuarta parte de las ocupaciones netas adicionales creadas entre 1991 y 2001 correspondieron a posiciones asalariadas registradas. Aun en la fase expansiva señalada (1995-1998) ese porcentaje fue reducido: menos de 35%. Como consecuencia de ello la proporción de asalariados registrados en la ocupación total se redujo de 46 a 43% en esos años.

Por su parte, el crecimiento de la desocupación que se observó a lo largo del decenio, así como sus movimientos de corto plazo, estuvieron ocasionados fundamentalmente por las variaciones en la tasa de entrada al desempleo. Si bien incrementó la duración de los episodios, dicho proceso contribuyó en menor medida a la expansión de la desocupación, tal como se observa en el cuadro 1. Este crecimiento de la tasa de entrada sugiere la presencia de alteraciones en la intensidad y características de la movilidad laboral.

CUADRO 1. *Desempleo: Tasas, duración y corrientes*

(Suponiendo situación de estado estacionario; porcentaje)

	1991	2001	Variación porcentual
Duración episodio completo (meses) <sup>a</sup>	2.8	3.5	26.1
Tasa entrada <sup>b</sup>	2.1	5.2	147.6
Tasa desempleo	5.8	18.4	217.2

<sup>a</sup> La duración completa promedio de todos los episodios, medida en meses, es el cociente entre la cantidad total de desocupados y la de los que ingresan a la desocupación a lo largo de un mes. Como es usual, esta corriente se calcula con la cantidad de desocupados que han estado en esa situación durante un mes o menos. Véase Layard, Nickell y Jackman (1991), pp. 220-221.

<sup>b</sup> De acuerdo con lo señalado en la nota anterior, la tasa de entrada se computó como la proporción de los desocupados con una duración observada igual o menor a un mes, respecto a la población activa total.

La modificación de las regulaciones laborales tendentes a su flexibilización aparecía como uno de los ingredientes característicos de las reformas estructurales encaradas a inicio de los años noventa. De ahí que en 1991 se aprobó una nueva ley de empleo que significó cambios en esa dirección, mientras que cuatro años después, y ante el importante crecimiento del desempleo, se introdujeron nuevas y más importantes alteraciones. Las medidas más destacables fueron: *i*) reducción de las contribuciones patronales a la seguridad social (40% en promedio); *ii*) autorización para que las Convenciones Colectivas de Trabajo acuerden acerca de la modulación de la jornada laboral; *iii*) establecimiento de contratos a tiempo determinado; *iv*)

implantación, en 1995, del periodo de prueba, y *v*) reducción de la indemnización por despido para aquellos con menos de dos años de antigüedad.

Alguna evidencia sugiere un escaso efecto de estas medidas en el empleo total o, más específicamente, en la elasticidad empleo-producto.<sup>8</sup> En cambio, parecería que ellas han afectado la composición, facilitando un uso más frecuente de posiciones inestables —los contratos por tiempo determinado y el periodo de prueba—. Las mayores posibilidades de efectuar contrataciones atípicas así como la instauración del periodo de prueba habrían hecho más inestables los empleos asalariados registrados; el menor costo de despido habría operado en el mismo sentido. Por otra parte, el aumento de la presencia de asalariados no registrados colaboró para incrementar la movilidad global.<sup>9</sup> Si bien en 1991 se pone en funcionamiento el seguro de desempleo, éste sólo abarcó, y aún abarca, a una muy baja proporción de quienes se encuentran desocupados —entre 5 y 8%—. Ello es consecuencia de lo recién señalado en cuanto a la alta presencia de empleos no cubiertos por la seguridad social.<sup>10</sup>

## II. METODOLOGÍA Y FUENTES DE INFORMACIÓN

### 1. *Métodos de análisis*

Se adopta en este trabajo el enfoque tradicional de los estudios de la movilidad ocupacional, ya que se analizan las salidas de la ocupación dirigidas hacia otra ocupación o hacia las otras dos condiciones: el desempleo y la inactividad.<sup>11</sup>

<sup>8</sup> Véase, por ejemplo, Beccaria y Galín (2002).

<sup>9</sup> En la Encuesta de Hogares los trabajadores con contratos promovidos se clasifican como asalariados registrados. Por su parte, los trabajadores que se encuentran en el periodo de prueba también deberían formar parte de este grupo; sin embargo, existen dudas acerca de que esto suceda en todos los casos, por lo cual algunos podrían llegar a estar incluidos dentro del conjunto de los asalariados no registrados.

<sup>10</sup> El seguro cubre a personas despedidas de un empleo asalariado que hayan realizado aportaciones a la seguridad social durante al menos 12 meses de los 36 previos a la cesantía. Abarca a los que estaban cubiertos por la Ley de Contratos de Trabajo por lo que excluye a los de la construcción, el servicio doméstico, el sector público y las actividades rurales. La tasa de remplazo es de 50% para los cuatro primeros meses, de 42% para los siguientes cinco y de 35% para los últimos cuatro, pero el beneficio tiene un mínimo y un máximo que en la actualidad equivalen a uno y a 1.5 veces el salario mínimo, respectivamente.

<sup>11</sup> Además de los citados en la nota 3 de pie de página, otros trabajos que emplean este enfoque son Royalty (1998) y Lindeboom y Theeuwes (1991).

Se evaluará la influencia que la antigüedad —un determinante primordial de la movilidad laboral— y otros atributos, personales y del empleo, tienen en las probabilidades de dejar una ocupación. Para ello se estimarán funciones de probabilidad de salida del empleo o funciones de riesgo moral.

El instrumento econométrico por utilizar serán los modelos de duración, que posibilitan la estimación de la probabilidad condicional de que un episodio concluya en el futuro, dado que ha durado hasta ese momento. En particular, se usará la forma proporcional propuesta por Cox (1972), en la que las covariables afectan sólo el nivel de la forma básica de la función de riesgo y, por tanto, producen movimientos verticales, por encima o por debajo de esta función.<sup>12</sup> Este modelo permite la flexibilidad funcional y una sencilla interpretación.

En este trabajo se analizará la movilidad correspondiente al promedio de los años noventa —estrictamente, del periodo que se extendió entre 1988 y 1999— y, con objeto de estudiar cambios asociados a los desarrollos acaecidos en el mercado de trabajo y a las modificaciones en las regulaciones laborales, también se compararán sus características en dos subperiodos: 1989-1994 y 1995-1999.

## *2. La fuente de información*

La información respecto a movimientos ocupacionales que se empleará proviene de la EPH que realiza el INDEC, operativo muestral destinado fundamentalmente a recabar información de la situación laboral de las áreas urbanas. Ella se realiza dos veces al año, durante los meses de mayo y octubre, en cerca de 30 aglomerados urbanos del país.<sup>13</sup> Como fue señalado en la Introducción, el análisis no pudo extenderse a otras zonas del país fuera del Gran Buenos Aires comprendidas en la EPH, ya que no se dispone para ellas de los microdatos. La encuesta no es de tipo longitudinal ni plantea preguntas retros-

<sup>12</sup> En Beccaria y Maurizio (2003), pp. 12-18, se detallan las funciones asociadas a los modelos de duración y, en particular, se analizan las funciones utilizadas en el trabajo. Para más detalle véase, por ejemplo, Kiefer (1988), Kalbfleisch y Prentice (1980), Lancaster (1990), Heckman y Singer (1984), Cox y Oakes (1985), Hausman y Han (1990), Klein y Moeschberger (1997), Parmar y Machin (1996).

<sup>13</sup> Véase una descripción de la metodología de la encuesta en INDEC (1996). El esquema de la encuesta fue modificado en 2003.

pectivas, por lo cual no indaga directamente acerca de cambios en el tiempo. Es posible, sin embargo, recabar datos de este tipo debido a que el panel de su muestra es rotativo y los hogares son entrevistados en cuatro oportunidades sucesivas. Por consiguiente, a partir de la comparación de la situación de un individuo en una observación u “onda”, con la de la misma persona en la siguiente onda es posible evaluar si el mismo ha experimentado algún cambio en diversas variables, incluidas las ocupacionales.

Específicamente, se utilizaron los datos de la Encuesta que muestran, para cada ocupado en el periodo inicial, cuál fue su situación en el siguiente: permaneció en su empleo, pasó a otro, quedó desocupado o transitó hacia la inactividad. Cada ocupado puede ser, a su vez, caracterizado por una serie de atributos personales y de su empleo, la antigüedad entre ellos. A efectos de contar con una cantidad suficiente de observaciones, y dado los objetivos planteados, las estimaciones se efectuaron combinando las transiciones identificadas para todo el periodo mayo de 1988-octubre de 1999 y, por separado, para los subperiodos mayo de 1988-octubre de 1994 y mayo de 1995-octubre de 1999.<sup>14</sup>

Esta información de cambios que surge de la EPH enfrenta algunas limitaciones. Unas obedecen a la elaboración misma de la muestra, conformada por cuatro subpaneles, uno de los cuales ingresa y otro egresa en cada una de las ondas. En cada oportunidad se renueva, por tanto, el 25% de la muestra, lo cual implica que entre dos ondas sucesivas es posible comparar el 75% de aquélla. Esto por sí mismo no introduce dificultades graves en términos del tamaño de la muestra, sobre todo para este trabajo que recurrirá a una combinación de microdatos de varios periodos. La cuestión por considerar es que la proporción efectiva de hogares y personas que se reentrevista es menor a ese porcentaje ya que hay pérdida de casos (existe algún grado de *attrition*) por diversos motivos (personas que deciden abandonar el panel o dificultades en las tareas de campo, por ejemplo). No obstante este hecho, la muestra empleada es de un tamaño razonable,<sup>15</sup>

<sup>14</sup> Entre 1998 y 1999 también se realizaron encuestas en agosto, pero en este caso se utilizó un panel diferente por lo que ellas no se consideraron en este trabajo.

<sup>15</sup> Por ejemplo, y como se observa en los cuadros del apéndice, se trabajó con cerca de 22 700 observaciones para las estimaciones correspondientes al total de ocupados cuando se analiza todo el periodo (1988-1999) y cerca de 11 mil observaciones para cada subperiodo.



aun cuando debe tenerse en cuenta que el fenómeno de desgaste (*attrition*) puede introducir un sesgo en la misma, el cual no ha sido investigado aún. Otro punto por considerar es que la cantidad de cambios que se miden al comparar dos ondas sucesivas de la Encuesta subestima aquellos efectivamente ocurridos, ya que se están identificando transiciones a partir de la comparación de dos observaciones entre las que median cerca de seis meses. Los individuos pudieron, por tanto, realizar dos o más movimientos de carácter simétrico durante ese periodo que transcurre entre las dos ondas —por ejemplo, desde la inactividad al desempleo y viceversa—, sin que ellos puedan ser captados.

Debe advertirse que el episodio observado en una onda (en este caso, el estar ocupado en un determinado empleo) puede, o no, haber finalizado antes de la siguiente. Para los casos en los cuales la ocupación continúa vigente en la segunda observación, sólo se conoce su duración hasta ese momento; dado que el hecho puede continuar luego de ella, se hace referencia a esta duración como “incompleta”. Para los episodios que terminan entre las dos observaciones (dejaron de estar ocupados o cambiaron de empleo) sólo existe una información aproximada de la duración completa que sería igual a la antigüedad en la primera observación, más seis meses (periodo que media entre cada onda de la encuesta) menos la antigüedad en el estado u ocupación de la segunda observación. Esto constituye otra fuente posible de sesgos. Puesto que en el primer caso sólo se conoce la duración incompleta del episodio, las duraciones estimadas son menores a las reales. Heckman y Singer (1984) demuestran que, en ciertos supuestos, el episodio completo debería ser, en promedio, el doble del registrado. Pero, por lo contrario, como sólo se considera a los empleados en el momento inicial, los episodios incompletos son de mayor duración que los completos. Estos autores demuestran también que con los mismos supuestos, más el de no dependencia a la duración en el estado, ambos efectos se cancelan.

Otra dificultad, de índole diferente, se origina en la calidad de la variable “antigüedad” en el empleo en la EPH ya que se detectaron algunas incongruencias en las declaraciones luego de un examen detallado de la misma. Sin embargo, no se ha intentado efectuar correcciones, en particular porque estos problemas parecen estar concentrados

en antigüedades altas, las que, como se verá líneas abajo, se han excluido del análisis.

No obstante las limitaciones comentadas, la información utilizada permite obtener un panorama razonable de la dinámica del mercado laboral al posibilitar identificar la casi totalidad de las transiciones experimentadas por un trabajador ocupado.

### III. LAS SALIDAS DESDE LA OCUPACIÓN

En esta sección se analizará el grado de movilidad ocupacional en el Gran Buenos Aires desde fines de los años ochenta y hasta fines del decenio siguiente, y los cambios que el mismo tuvo a lo largo de ese periodo. En particular, se estudiará la influencia que la duración acumulada en una determinada ocupación, así como ciertas características personales y de la ocupación, tuvieron en la probabilidad de transitar desde un empleo hacia otro estado, y en los cambios exhibidos por esa probabilidad.

Se restringirá el análisis al conjunto de empleados con más de 15 años y hasta 65 años de edad en el caso de los hombres y 60 años en el caso de las mujeres. Estas últimas son las edades en las cuales resulta obligatorio el retiro en Argentina, con lo cual se procura minimizar el sesgo que pueden generar las salidas hacia la inactividad de los individuos con edades avanzadas.<sup>16</sup> Asimismo, el estudio abarca a los ocupados que en la primera observación declararon una antigüedad en el empleo no mayor a los 60 meses, subgrupo que representa alrededor de 60% del total de las observaciones. Ello permite disminuir los efectos del error asociado a la medición de la variable antigüedad, el cual, como se comentó, se concentra fundamentalmente en los tramos de duración más altos. Por último, se excluyeron los individuos que trabajan en el sector público, el servicio doméstico o en la construcción, sectores que no fueron alcanzados por las modificaciones que experimentaron las regulaciones laborales de los años noventa. En el caso del servicio doméstico y de la construcción existen, además, grandes dificultades para identificar exactamente los

<sup>16</sup> Existe la opción de acogerse al beneficio jubilatorio a partir de los 55 años para el caso de las mujeres y los 60 para los varones, pero en tal caso el monto que se recibe es inferior. Se realizaron ejercicios restringiendo el universo a los individuos que tuviesen como máximo esas edades, pero los resultados no difieren de los que aquí se analizan.

cambios de empleo. Para observar los efectos de las dos últimas exclusiones se muestran en el cuadro 2 las tasas de salida desde un empleo hacia cualquier destino obtenidas para el total de los ocupados, para los empleados en las ramas mencionadas, para quienes tienen más de cinco años de antigüedad en el empleo y, finalmente, para el grupo que es objeto de estudio de este artículo.

Se observa que el grupo por considerar en este trabajo presenta menor estabilidad que la del total de los ocupados, como consecuencia de dos efectos contrapuestos. Por un lado, restringir sectorialmente la muestra reduce la tasa de salida debido a que los trabajadores del servicio doméstico y de la construcción presentan una gran rotación laboral que no es compensada por la exclusión del sector público. Por lo contrario, al limitar el análisis a personas con hasta 60 meses de antigüedad en el empleo aumenta la inestabilidad promedio, dado que el grupo excluido presenta una mayor tasa de permanencia en el mercado laboral.

CUADRO 2. *Tasas de salida de la ocupación a todos los destinos, 1988-1999*

(Ocupados en edades activas)<sup>a</sup>

<i>Duración en la ocupación en la primera onda</i>	<i>Total</i>	<i>Grupo por considerar (excluidos servicio doméstico, construcción y servicio público)</i>	<i>Servicio doméstico</i>	<i>Construcción</i>	<i>Sector público</i>
Total hasta 1 año	40.20	38.61	48.13	55.68	28.46
1 año-5 años	18.65	16.51	25.49	33.87	10.70
Total hasta 5 años	27.75	26.80	35.62	46.68	16.54
Más de 5 años	10.78	10.44	16.78	26.75	5.29
Total (sin restringir duración)	20.51	20.02	29.93	38.70	10.40

<sup>a</sup> Entre 15 y 65 años para varones y entre 15 y 60 años para mujeres.

La sección está compuesta de dos apartados; en el primero se analiza las tasas de salida desde las ocupaciones para el promedio del periodo 1988-1999. Ello posibilitará examinar las diferencias que tienen conjuntos de trabajadores con distintos atributos. Por su parte, en el segundo apartado se estudia los cambios en la inestabilidad entre la primera parte del periodo (1988-1994) y la segunda (1995-

1999) a fin de explorar en qué medida las modificaciones en la dinámica laboral, y en las regulaciones del mercado de trabajo, han influido en la pauta de movilidad laboral.

### 1. *El análisis de la movilidad, 1988-1999*

Con el objetivo de analizar el efecto de la duración en el grado de movilidad de los ocupados, y como una primera aproximación al estudio de las probabilidades condicionales de transición, se presentan en el cuadro 3 las tasas de salida desde un determinado empleo dirigidas hacia otra ocupación, el desempleo o la inactividad. Las mismas corresponden al promedio del periodo considerado —comprendido entre 1988 y 1999— y fueron calculadas para subconjuntos de empleados definidos por el tiempo de permanencia en el empleo al momento inicial.

Más de la mitad de los ocupados con una duración acumulada de hasta tres meses deja su empleo durante el medio año que transcurre entre dos observaciones consecutivas. En contraposición a ello, en promedio, sólo lo hace 16% de quienes tienen una duración superior al año. Como cabría esperar —y de manera congruente con los resultados obtenidos en numerosos estudios de este tipo que existen para diversos países,<sup>17</sup> incluyendo Argentina—,<sup>18</sup> la duración en el empleo aparece como una variable de gran pertinencia para explicar diferencias en las tasas de salida.

Cuatro suelen ser los argumentos a los que usualmente se recurre para explicar la relación inversa entre la tasa de salida desde la ocupación y la duración en el empleo. El primero de ellos hace referencia al papel del capital humano específico que es proporcionado por la empresa y que se acumula con la experiencia. En este sentido, el empresario —que aporta el costo de brindar esta capacitación específica— tendrá interés en retener a los empleados en los cuales ha invertido, lo que lleva a que las tasas de salida declinen con la antigüedad en el empleo.<sup>19</sup>

También relacionado con los modelos de capital humano específico, un segundo argumento que explica la relación entre duración del

<sup>17</sup> Farber (1999), Kugler (2000), Calderón Madrid (2000), Saavedra y Torero (2000).

<sup>18</sup> Hopenhayn (2001).

<sup>19</sup> Véase, por ejemplo, Becker (1975), Oi (1962), Farber (1999).

**CUADRO 3. Tasas de salida de la ocupación, 1988-1999<sup>a</sup>**

(Ocupados totales)

<i>Duración en la ocupación</i>	<i>Tasas de salida a todos los destinos (porcentaje)</i>
Hasta 3 meses	53.38
3-6 meses	36.20
6 meses a 1 año	26.32
1 año-2 años	19.60
2 años-5 años	14.55
Total hasta 1 año	38.61
1 año-5 años	16.51
Total hasta 5 años	26.80

<sup>a</sup> Como se observó en el apartado anterior, todo el análisis se basa en las probabilidades de salida estimadas para los empleados del subconjunto considerado, que excluye a algunos trabajadores en función de su edad o de la rama o antigüedad del empleo.

empleo y probabilidad de salida hace referencia a la calidad de correlación (*matching*) entre los atributos de una ocupación dada y las capacidades efectivas del trabajador. Tanto unos como otros no se conocen *ex ante* sino que surgen en el desempeño mismo del empleo. Si alguna de las partes de la relación laboral considera que los atributos de la otra se ubican por debajo de lo esperado —la calidad de correlación es inadecuada— decidirá dejar sin efecto la relación. Debido a que, en general, la información de la ocupación y del trabajador se obtiene durante los primeros meses, esta teoría ofrece una explicación adicional de las más altas tasas de rotación en los primeros meses de antigüedad en el empleo.

Un tercer argumento destaca la heterogeneidad de la fuerza de trabajo y, en particular, señala que, para una antigüedad dada, existen diferencias en las tasas de rotación laboral entre trabajadores con características disímiles. Precisamente, la probabilidad de encontrar a los más inestables es mayor en los primeros estratos de duración, ya que estas personas tienen escasas posibilidades de alcanzar antigüedades grandes. El resultado de ello es que a medida que aumenta la duración, también lo hace la probabilidad de encontrar a personas más estables y por tanto con menores tasas de salida de la ocupación.

Este último argumento resulta razonable y tiene cierto apoyo empírico, puesto que, como se constatará más adelante, existen diferencias en las tasas de movilidad laboral entre grupos de ocupados

definidos por ciertos atributos personales. Sin embargo, también se observa en cada uno de ellos una relación inversa entre la antigüedad del empleo y la probabilidad de salida. Parecería, entonces, que más allá de la heterogeneidad de la fuerza de trabajo existe una dependencia de la movilidad a la duración que puede ser explicada por los modelos de capital humano específico junto con los modelos de correlación (*matching*).<sup>20</sup>

Además de estos argumentos de orden conceptual, la influencia de las regulaciones laborales —en particular, los costos del despido—<sup>21</sup> puede también explicar la asociación entre duración del empleo y tasa de salida. La mayor parte de las normas asocian, de manera directa, la magnitud de ese costo a la antigüedad del trabajador en la empresa, hecho que puede constituir un disuasivo adicional para que se despidan personal con mayor experiencia.

El cuadro 3 también muestra que la duración no influye con la misma intensidad a lo largo de la función de supervivencia en la ocupación sino que disminuye su aportación marginal a medida que aumenta la antigüedad. En efecto, 53% de los ocupados con menor duración abandona su empleo entre dos ondas sucesivas, porcentaje que se reduce en 17 puntos porcentuales (PP) cuando la antigüedad en el empleo está comprendida entre cuatro y seis meses (lo que implica una caída de 32%). Sin embargo, y en relación con este grupo, los ocupados del tercer estrato de duración considerado (que es del doble de extensión que los otros) logran reducir el riesgo de salida en poco menos de 10 PP. Posteriormente, el descenso de la tasa de salida es menor, lo cual implica que las diferencias más importantes se observan entre los tramos inferiores al año.<sup>22</sup> La intensidad de la influencia de la duración encontrada en este caso resulta también similar a la que muestran diversos estudios para otros países.<sup>23</sup>

Aunque de nuevo los modelos de capital humano pueden explicar

<sup>20</sup> Por otro lado, podría argumentarse que la información empírica a la que usualmente se recurre no capta otras diferencias en los atributos de los individuos.

<sup>21</sup> Que incluye no sólo las indemnizaciones que se fijan en algunos regímenes, sino también los provenientes de procedimientos administrativos y/o preavisos.

<sup>22</sup> Se realizaron estimaciones de las funciones de riesgo y de supervivencia a partir del estimador de Kaplan-Meier, las cuales confirman estas regularidades. En ellas se visualiza el decrecimiento sistemático de la “tasa de mortalidad” a medida que aumenta la duración en el estado —en particular en el tramo que va hasta un año—, mostrando que la función de riesgo es monótona y que presenta dependencia negativa a la duración en el empleo.

<sup>23</sup> Una revisión de la evidencia podrá encontrarse en Farber (1999).

estos hechos, parece adecuado suponer que de acuerdo con esta teoría la disminución en las tasas de salida debiera ser menor. La abrupta caída en la inestabilidad a partir del año de antigüedad en el empleo resulta más compatible con los modelos de correlación. El hecho que el costo de despido resulte muy bajo durante los primeros meses de contrato como consecuencia de la vigencia del “periodo de prueba”, para luego incrementarse de manera más proporcional, puede también contribuir a explicar las tasas de salida más altas durante ese lapso.

Para analizar la influencia de los atributos personales (género, escolaridad,<sup>24</sup> posición en el hogar y edad) y del empleo (rama de actividad y categoría) en la inestabilidad ocupacional, se han estimado funciones de riesgo a partir del modelo proporcional de Cox. Como ha sido comentado previamente, este modelo permite flexibilidad funcional y supone un efecto proporcional de las covariables en la probabilidad condicional de salida de la ocupación.<sup>25</sup>

Se han estimado diferentes regresiones: para el total de los ocupados y para diferentes subgrupos, para cada subperiodo, incorporando efectos cruzados de las variables y considerando alternadamente tramos de duración de hasta 12 y 60 meses. En el apéndice se presentan todos los resultados.<sup>26</sup>

Los modelos estimados para el conjunto de los ocupados muestran que la categoría ocupacional define conjuntos de ocupados con las mayores diferencias en sus grados de inestabilidad. Los coeficientes de estas regresiones tienen los signos esperados; los asalariados registrados en la seguridad social presentan las menores probabilidades de salida mientras que los no registrados exhiben la mayor, ubicándose los trabajadores independientes en una situación intermedia. Este resultado se observa en los dos tramos de duración ana-

<sup>24</sup> Estrictamente, la escolaridad puede también considerarse una variable *proxy* a la calificación del empleo.

<sup>25</sup> El análisis gráfico permite observar que las funciones de supervivencia para los distintos grupos definidos en función de esos atributos muestran un comportamiento acorde con el supuesto de proporcionalidad. La prueba de proporcionalidad de Schoenfeld al que fueron sometidos los datos constituye un elemento adicional que apoya esta hipótesis.

<sup>26</sup> Las covariables son: escolaridad (hasta secundaria incompleta, HSI, secundaria completa/terciaria incompleta, SCTI, y terciaria completa, TC), edad, género (1 si es mujer y 0 si es hombre), jefe (1 si es jefe y 0 en cualquier otro caso), categoría (asalariados registrados, asalariados no registrados y no asalariados) y rama de actividad (industria, comercio, transporte, servicios financieros y otros servicios).

lizados, aunque la magnitud de las diferencias es menor en el primer año de antigüedad (cuadro A1 del apéndice).

Los asalariados no registrados tienen costos regulatorios asociados al despido muy bajos,<sup>27</sup> lo cual lleva a que resulten atractivos para ser empleados en sectores con actividad y/o posiciones inestables. Además, podría suceder que los empleadores recurran a esta circunstancia como sustituto del periodo de prueba o para contar con uno más prolongado que el legalmente establecido. La mayor estabilidad de los asalariados registrados obedecería, por su parte, a la presencia de esos costos de salida y a la mayor cantidad y calidad de capacitación específica que les brindan los empleadores. A su vez, los trabajadores no cubiertos por la seguridad social, al igual que los trabajadores por cuenta propia, tienen una mayor presencia en actividades de pequeña escala —informales— que están regularmente sujetas a eventos que las hacen más vulnerables. En ellas resulta, por otra parte, reducida la inversión en capital fijo, lo cual facilita la interrupción de la operación.

Por su parte, el género y la posición en el hogar también son variables muy significativas y tienen los signos esperados, aunque explican diferencias menos importantes. En particular, los hombres y los jefes de hogar enfrentan menor volatilidad que las mujeres<sup>28</sup> y no jefes, respectivamente. Estos resultados se mantienen en cada una de las tres regresiones computadas para los grupos definidos según la categoría (cuadros A3, A4 y A5 del apéndice), por lo que las mujeres y los no jefes no sólo son más inestables porque acceden en mayor proporción a empleos informales y precarios, sino porque presentan una más alta tasa de salida que el resto de los empleados, aun en empleos cubiertos. Sin embargo, es interesante notar que el género y la posición en el hogar dejan de ser estadísticamente significativos cuando las tasas de salida se computan excluyendo las transiciones a la inactividad (cuadro A8 del apéndice). Ello podría sugerir que las mujeres y no jefes más establemente unidos al mercado laboral tienen tasas de salida no muy diferentes a las de los hombres y los jefes.

<sup>27</sup> Los costos que enfrentan sus empleadores serían los provenientes de las multas y resarcimiento que el empleador tendría que abonar si el trabajador no registrado despedido efectúa una denuncia ante las autoridades laborales.

<sup>28</sup> A similares resultados han llegado, por ejemplo, Cerruti (2000a) y Rubery, Smith y Fagan (1999).



La mayor probabilidad de salida de las mujeres suele ser explicada por las responsabilidades que ellas usualmente tienen en el desarrollo de ciertas actividades no económicas, situación determinada por las pautas culturales y el ciclo de vida. Además, estas pautas culturales se encontrarían reforzadas porque los empleadores, ante la evidencia de la mayor rotación que exhiben las mujeres en conjunto, tienden a discriminarlas haciendo recaer sobre ellas una cantidad no proporcional de empleos inestables, en igualdad de categoría y escolaridad que los hombres.

Los coeficientes correspondientes a la variable escolaridad también resultaron significativos para explicar la probabilidad de salida de un determinado empleo. En particular, el grado de escolaridad se relaciona inversamente con la tasa de salida, lo que refleja la mayor inestabilidad relativa que enfrentan los menos escolarizados. El efecto de esta variable se refuerza a medida que aumenta la antigüedad en el empleo. El argumento básico que explica esta relación inversa es el señalado líneas arriba acerca del capital humano específico, para lo cual debe considerarse, por un lado, que la escolaridad se encuentra estrechamente asociada a la calificación del empleo y, por otro lado, que el capital humano específico y el general suelen ser complementarios. Por tanto, los trabajadores más escolarizados tienden a recibir mayor capacitación específica, con lo cual los empleadores intentan retenerlos, y cada vez más a medida que adquieren más experiencia en el empleo. Además, la escolaridad aumenta, *per se*, la probabilidad de alcanzar mejores empleos cuando se exigen credenciales superiores a las que serían necesarias para el desempeño del mismo. Asimismo, los trabajadores más escolarizados se encuentran, con más frecuencia, en empleos registrados, los cuales —como se analizó líneas arriba— tienen mayor estabilidad.

Por su parte, se observa que el coeficiente correspondiente a la edad es negativo y significativo, lo que indica que son los trabajadores más jóvenes los que enfrentan las mayores tasas de salida desde la ocupación. Diversos argumentos explican la gran inestabilidad de éstos en el mercado de trabajo. Respecto a la oferta se señala que la mayor intermitencia obedece a la presencia de otras actividades, básicamente el estudio. En parte por esta misma razón, pero en relación con la demanda, suele indicarse que los jóvenes son considerados

menos confiables por los empleadores y, por ende, se les ofrece, en mayor porcentaje que a otros grupos, empleos inherentemente más inestables, sobre todo los no cubiertos por la seguridad social. Sin embargo, aun entre los trabajadores registrados se observa que los más jóvenes rotan con mayor intensidad en el mercado laboral,<sup>29</sup> esto es, más allá de la segregación, ellos efectivamente presentarían una mayor inestabilidad laboral. Debe tenerse en cuenta, sin embargo, que la información analizada puede subestimar el grado efectivo de segregación, en tanto la alta tasa de salida de los asalariados cubiertos jóvenes en realidad puede indicar, en parte, que ocupan los empleos registrados más inestables.

Por último, como estos trabajadores poseen una escasa experiencia laboral, presentan una menor probabilidad de encontrarse en un empleo de larga duración y, por tanto, son afectados por la mayor inestabilidad propia de las duraciones más cortas, como se ha analizado líneas arriba.

Finalmente, los coeficientes correspondientes a la rama de actividad muestran que esta variable tiene un escaso papel en la explicación de las diferencias en las tasas de salida de los ocupados.<sup>30</sup>

En resumen, todas las características consideradas, excepto la rama, contribuyen a explicar las diferencias en el grado de estabilidad ocupacional. Sin embargo, el tipo de relación laboral aparece como la más importante, seguida por la escolaridad.<sup>31</sup> Los efectos de todas estas dimensiones tienden, a su vez, a reforzarse entre sí, en tanto las posiciones asalariadas no registradas y, en menor medida las de por cuenta propia, concentran empleos de baja calificación. Por su parte, los jóvenes se encuentran sobrerrepresentados entre estos últimos.

Cuando se examina el efecto conjunto de la escolaridad y la categoría se observa que los asalariados registrados son más estables in-

<sup>29</sup> En particular, entre los trabajadores registrados se observa que, mientras que en el tramo de 15 a 30 años de edad casi 16% sale de la ocupación en el estrato de hasta tres meses de duración, dicho valor desciende a 10% en el grupo de 30 a 45 años de edad.

<sup>30</sup> Ejercicios anteriores también mostraron que el tamaño del establecimiento no resultaba significativo; sin embargo, como esta variable se mide con escasa calidad en las encuestas de hogares, se decidió excluirla de las estimaciones.

<sup>31</sup> El análisis gráfico de las funciones de riesgo de Kaplan-Meier (no mostradas aquí) también indica que las correspondientes a los diferentes conjuntos de población no se cruzan en ningún momento, lo cual sugiere que algunos de ellos tienen sistemáticamente mayor inestabilidad que otros, independiente de la antigüedad en el empleo.

dependientemente de la escolaridad alcanzada (cuadros A9, A10 y A11 del apéndice).

Por su parte, aunque el género es menos diferenciador que la escolaridad y la categoría, los coeficientes de esta variable son significativos en cada una de las regresiones realizadas para las categorías ocupacionales y de escolaridad. Sin embargo, es entre los no asalariados (cuadro A5 del apéndice) y los no registrados (cuadro A4) en los que el efecto del género es más importante. Su efecto es mucho menor —aunque significativo— entre los registrados (cuadro A3).

## 2. Cambios en la movilidad entre 1988-1994 y 1995-1999

En esta subsección se estudian los cambios en el grado y características de la movilidad ocupacional que se presentaron entre los dos subperiodos considerados. Este análisis permitirá explorar la hipótesis de que la mayor inestabilidad macroeconómica a partir de mediados del decenio y, en particular, las alteraciones en el funcionamiento del mercado de trabajo, junto con las experimentadas por el marco regulatorio laboral, habrían derivado en una menor tasa de retención en la ocupación.

El cuadro 4 muestra un incremento de la tasa promedio de salida de la ocupación como consecuencia del aumento que tienen los grupos de menor antigüedad en el empleo. Por lo contrario, los individuos con una duración superior al año aumentaron la estabilidad laboral. Por tanto, y como es usual, el crecimiento de la inestabilidad fue producto de la mayor rotación que afectó posiciones de corta duración. Ello indica que se amplió la brecha de estabilidad entre ocupados de diferente duración, puesto que en el segundo periodo se redujo la permanencia laboral de los que inicialmente ya presentaban mayor rotación.

Para calcular la movilidad ocupacional en los años noventa se incluyó en las regresiones una variable para evaluar la hipótesis de la existencia de cambios en el grado *dummy* (la variable *periodo*) que adquiere un valor igual a uno para el periodo 1988-1994 y de cero, para el que se extiende desde 1995 a 1998. Efectivamente, el parámetro de la misma resultó positivo y significativo en la regresión que incluye a todos los ocupados, lo que confirma que durante la segun-

CUADRO 4. *Diferencias en las tasas de salida de la ocupación*  
(Ocupados totales; subperiodos 1988-1994 y 1995-1999)

<i>Duración en la ocupación</i>	<i>1988-1994</i>	<i>1995-1999</i>	<i>Diferencia (porcentaje)</i>
Hasta 3 meses	51.63	55.10	6.72
3-6 meses	36.39	35.97	-1.16
6 meses a 1 año	24.93	28.09	12.66
1 año-2 años	20.74	18.32	-11.69
2-5 años	14.68	14.41	-1.85
Total hasta 1 año	36.74	40.75	10.93
1 año-5 años	17.06	15.90	-6.82
Total hasta 5 años	26.35	27.32	3.68

da mitad de los años noventa se incrementó el riesgo de dejar una determinada ocupación respecto a los años anteriores (cuadro A1 del apéndice).

Para evaluar los cambios en las contribuciones de las variables analizadas a las modificaciones de la estabilidad, se estimaron regresiones para cada uno de los dos subperiodos (cuadro A2 del apéndice). Todos los coeficientes tienen el mismo signo en las dos regresiones, lo cual indica que más allá del incremento en la inestabilidad, los grupos que presentaban menores tasas de retención en el empleo en la primera mitad de los años noventa continuaron haciéndolo en la segunda mitad.

Asimismo, del análisis de los coeficientes de ambas regresiones se infiere que aumentó la brecha entre categorías. Los resultados que surgen de aplicar el modelo a cada uno de los tres grupos definidos a partir de esta variable indican que este aumento de las diferencias es significativo y se debe a que los asalariados no registrados y los no asalariados aumentaron, en promedio, el grado de rotación mientras que los asalariados registrados lo mantuvieron. En efecto, *periodo* no es estadísticamente significativa cuando la estimación se efectúa sólo para los asalariados registrados (cuadro A3 del apéndice), mientras sí lo es en el caso de las otras dos categorías (cuadros A4 y A5). Ello, asimismo, se manifiesta en los coeficientes de signo positivo para las variables que combinan periodo con categoría (*pasnreg* y *pnoasal*) cuando el modelo se estima para todos los trabajadores: más allá del aumento de la inestabilidad global, los no asalariados y los asalariados no registrados se hicieron aún más inestables, con el

consecuente aumento en la relevancia de esta variable en la movilidad laboral.

El incremento observado en la probabilidad de salida de quienes desempeñan actividades de manera independiente podría estar asociado a las modificaciones experimentadas por el sector informal, del cual ese grupo es un componente importante. Una buena parte de las actividades informales urbanas de Argentina tenía, tradicionalmente, un carácter más estructurado que en el estereotipo clásico de los mercados laborales de países en desarrollo. Esta porción consistía en unidades pequeñas pero con algún grado de estructuración y que generaban ingresos y estabilidad ocupacional adecuados a sus miembros. La reestructuración productiva de los años noventa afectó una parte de este segmento, el cual no sólo redujo su tamaño —como se comentó en una sección anterior— sino que alteró su composición.<sup>32</sup> Las actividades informales menos estructuradas habrían pasado a tener más preeminencia, con el consecuente incremento de la inestabilidad promedio de los trabajadores por cuenta propia.

Los resultados del modelo confirman, asimismo, que el género tiene un menor poder explicativo en el segundo periodo. Ello se evidencia, por un lado, de la comparación de los coeficientes de las regresiones para cada uno de los subperiodos y, por otro, de que la variable *periodo* no resulta estadísticamente diferente de cero en caso de restringir la estimación a las mujeres (cuadro A7 del apéndice), mientras que es positiva y muy significativa para los hombres (cuadro A6). Esto explica de nuevo que en la regresión para el periodo completo, y para el tramo reducido de duración, la variable que combina el género con el periodo (*pgénero*) resulte negativa mientras que *periodo* continúa siendo positiva: si bien aumentó la inestabilidad para todos los empleados, este incremento fue mayor para el grupo previamente más estable (hombres). Asimismo, la regresión estimada para los hombres de hasta 60 meses de antigüedad muestra que, cuando se incluyen como variables explicativas a aquellas que combinan el periodo con la categoría ocupacional, éstas presentan valores positivos y significativos mientras que *periodo* deja de ser estadísticamente diferente de cero. Ello indicaría que las varia-

<sup>32</sup> Véase, por ejemplo, Monza (1998).

ciones en la tasa de salida de los varones a lo largo de los años noventa se explican sobre todo por los cambios en el grado de estabilidad que registraron las categorías.

Se infiere, entonces, que las mujeres no acompañaron el proceso de mayor inestabilidad laboral que experimentaron los hombres. Ellos aumentaron la probabilidad de salida en todas las categorías y grupos de escolaridad. A fin de comprender la estabilidad del nivel de rotación media de las mujeres conviene destacar que la tasa de actividad femenina continuó creciendo a lo largo del decenio, lo que prolongó una tendencia de más largo plazo. Esta evolución resulta similar a la encontrada en otros países —por ejemplo, muchos europeos— en los cuales ello se observa incluso en periodos de recesión económica.<sup>33</sup> Podría concluirse, entonces, que la mujer adopta de manera gradual pautas de participación económicas más estables, independientes del ciclo económico y, por tanto, más similares a las de los hombres. La experiencia internacional también muestra que este crecimiento de la tasa de participación de las mujeres está asociada a una mayor permanencia en la fuerza laboral una vez que se incorporan a ella.<sup>34</sup> Entre algunas de las razones de este comportamiento se encontraría el aumento en la escolaridad, lo cual, respecto a la demanda —y por lo señalado líneas arriba— implica una menor rotación. A su vez, este mejoramiento en la escolaridad interactúa con modificaciones en las pautas culturales que llevan a que las mujeres estén dispuestas a aceptar relaciones laborales más estables. En este sentido, suele destacarse el efecto de los cambios en la división del trabajo dentro del hogar que llevan a un mayor compromiso del hombre en las tareas domésticas. Asimismo se argumenta que las mujeres han disminuido su tasa de fertilidad al conformar más tardíamente el grupo familiar, lo que les permite permanecer periodos más prolongados dentro de la fuerza de trabajo.

A la luz de esta evidencia podría sugerirse que el grado de movilidad ocupacional de las mujeres que se registró en el Gran Buenos Aires entre principios y fines de los años noventa reflejaría un com-

<sup>33</sup> No obstante ello, la tasa de participación femenina en Argentina aún es más baja que en la mayoría de los países europeos, excepto —en algunos casos— la correspondiente a los primeros tramos de edad (por la entrada más tardía al mundo laboral de las mujeres en los países europeos).

<sup>34</sup> Osterman, (1994), Rubery *et al* (1999), Blau, Ferber y Winkler (2002).

portamiento de largo plazo hacia la presencia más estable de las mujeres en el mercado de trabajo. Esta tendencia habría sido parcialmente contrarrestada por un incremento global de la inestabilidad laboral. El argumento de la mejora relativa de la escolaridad aparece, sin embargo, como menos relevante en Argentina para explicar el proceso hacia una inserción más permanente de las mujeres en el mercado laboral, puesto que el grado de escolarización de las mujeres ya era, a mediados de los setenta, similar al de los varones. Dicha tendencia sería, en cambio, un reflejo de las importantes modificaciones en los valores culturales. También se ha destacado que durante los años noventa la mayor participación fue acompañada por un deterioro en las condiciones laborales que obligó a los miembros del hogar que no trabajaban —básicamente las mujeres— a intentar compensar la caída de ingresos experimentada por el jefe de hogar.<sup>35</sup> Como se muestra en el cuadro 5, esta respuesta ha implicado la necesidad de aceptar, en una alta proporción, empleos inestables, precarios.

CUADRO 5. *Distribución del empleo según categoría y género*

(Porcentaje)

Categoría	1988-1994		1995-1999		Variación	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Asalariado						
registrado	52.4	44.6	48.4	41.4	-7.58	-7.13
Asalariado						
no registrado	18.9	23.3	24.5	28.2	29.72	21.26
No asalariado	28.7	32.1	27.1	30.4	-5.76	-5.50

El grado de estabilidad entre las mujeres fue el resultado neto de una mayor permanencia en la población activa —ya que disminuyó el paso entre la inactividad y la actividad— y, por el otro, una elevación de los movimientos entre la ocupación y la desocupación.<sup>36</sup> El examen de los coeficientes de la regresión (cuadro A2 del apéndice) también confirma un incremento en el diferencial de estabilidad entre los estratos educacionales, puesto que, en promedio, la probabilidad de salida aumentó con mayor intensidad en los grupos menos

<sup>35</sup> En Cerrutti (2000b) se muestra que el mayor incremento de la tasa de actividad de las mujeres durante los años noventa se verificó entre 1993-1995, en los cuales se produjo una caída en la tasa de crecimiento económico junto con un gran incremento en la tasa de desempleo de hombres y, en mayor magnitud, de mujeres.

<sup>36</sup> Véase Beccaria y Maurizio (2003), cuadro A.6 del anexo, p. 81.

escolarizados. Este resultado se deduce, asimismo, de los coeficientes de la variable *periodo* en las regresiones estimadas para cada grupo (cuadros A9, A10 y A11), los cuales son estadísticamente significativos salvo en el de terciarios completos.

Finalmente, los cambios en las movilidades presentados por los distintos grupos etarios, y entre las distintas ramas de actividad, no contribuyeron a explicar el aumento agregado. En relación con esta última dimensión, este resultado puede obedecer a que algunos procesos fueron sectorialmente generalizados, pero también a las limitaciones con las que se identifica dicha variable en la encuesta de hogares. En particular, el tamaño de la muestra impide trabajar con una clasificación suficientemente detallada para evaluar esta dimensión. De cualquier manera, cabe considerar que las reformas estructurales (por ejemplo, apertura comercial y del mercado de capitales, privatizaciones) y los cambios en el régimen cambiario y en las políticas fiscales y financieras de los años noventa debieron haber afectado de manera diferente el grado de estabilidad del empleo de las diversas ramas.<sup>37</sup> En particular, la industria manufacturera tuvo que enfrentar un tipo de cambio sobrevaluado así como una disminución de las barreras arancelarias. Si bien las estrategias realizadas al interior del sector fueron muy disímiles, éste perdió, en su conjunto, la capacidad de generar empleo. Ello pudo haber contribuido a la inestabilidad general del mercado de trabajo ya que, en promedio, el grado de rotación de la ocupación manufacturera era relativamente reducido. Además, la mayor parte de los nuevos empleos creados en la industria fueron precarios y más inestables que en el pasado, de manera similar a lo sucedido en otras ramas.<sup>38</sup> Por último, a diferencia de lo comentado al analizar la situación promedio del decenio, el género aparece como la dimensión que más explica los cambios entre los dos subperiodos.

Hasta aquí se han examinado los cambios experimentados por las probabilidades de salida desde una determinada ocupación, así como los efectos que la duración y variables pertinentes han tenido en ellos. Se infiere de este análisis que se produjo un incremento en la movili-

<sup>37</sup> Véase un análisis de los cambios sectoriales del empleo en Frenkel y González Rozada (1999).

<sup>38</sup> Si bien las reformas estructurales se produjeron a partir de 1991, cabe considerar que sus consecuencias afectaron más las variables del periodo 1995-1999 que las de 1988-1994.



dad laboral y que ella no tuvo igual intensidad entre diferentes grupos de ocupados sino que, por lo contrario, algunos de ellos sufrieron con mayor intensidad el riesgo de perder el empleo.

El hecho de que el nivel y los cambios de las tasas de salida difieran entre grupos ocasiona que la variación en la movilidad promedio de los ocupados no sólo resulte de lo acontecido con los riesgos que enfrentó cada subgrupo de población sino que también, en parte, por alteraciones en la estructura de la fuerza de trabajo según las características analizadas. Efectivamente, el cuadro 6 sugiere que ella ha experimentado modificaciones importantes en alguna de las dimensiones consideradas. Se advierte, en primer lugar, un pequeño aumento de la proporción de asalariados en el total de los ocupados, explicado íntegramente por la mayor presencia de las posiciones no registradas. Asimismo se observa una mayor participación de las mujeres y también un incremento en la escolaridad media de los ocupados que se refleja en una gran caída en la proporción de quienes no han alcanzado a completar el grado secundario. Hubo, por otra parte, un significativo descenso en la importancia de la industria, mientras que, por lo contrario, el transporte y el sector financiero incrementaron su participación relativa.

CUADRO 6. *Cambios en la estructura laboral. Ocupados totales*

(Porcentaje)

<i>Variables</i>	<i>1988-1994</i>	<i>1995-1999</i>	<i>Diferencia</i>
<i>Categoría</i>			
Asalariado registrado	50.22	46.31	-7.78
Asalariado no registrado	20.11	25.63	27.44
No asalariado	29.67	28.06	-5.43
<i>Género</i>			
Hombres	72.49	70.26	-3.08
Mujeres	27.51	29.74	8.11
<i>Escolaridad</i>			
HSI	63.72	54.99	-13.70
SCTI	29.04	34.53	18.89
TC	7.24	10.48	44.80
<i>Rama</i>			
Industria	34.87	28.03	-19.62
Comercio	32.43	32.41	-0.07
Transporte	9.32	10.38	11.29
Financiero	11.00	15.73	42.98
Otros servicios	12.38	13.46	8.74

Se deduce de esta descripción que la mayor parte de los cambios en la estructura ocupacional verificados a lo largo del decenio debería producir, *per se*, un incremento de la inestabilidad laboral. Precisamente, aumentó la presencia de grupos como el de las mujeres que tenían tasas más elevadas, mientras que se redujo la de empleos registrados y la del industrial que son, por lo contrario, más estables. Por su parte, el aumento en la escolaridad de los ocupados, si bien generalizado, fue más intenso entre los trabajadores independientes y no registrados. Ello indica un incremento de la oferta de mayor calificación pero que no ha logrado insertarse de manera adecuada en el mercado de trabajo.

Para evaluar el efecto de los cambios en la estructura ocupacional en la variación de la tasa de salida promedio, se procedió a descomponer el cambio en la inestabilidad total en un “efecto estructura” y un “efecto inestabilidad pura”. Este último es originado en las variaciones que tienen las probabilidades de salida de cada estrato. La descomposición considerada fue:

$$\frac{PS^{t+1} - PS^t}{PS^t} = \underbrace{\sum_i \left( (ps_i^{t+1} - ps_i^t) \frac{e_i^t}{E^t} \right) / PS^t}_{\text{Efecto-inestabilidad-pura}} + \underbrace{\sum_i \left( \left( \frac{e_i^{t+1}}{E^{t+1}} - \frac{e_i^t}{E^t} \right) ps_i^t \right) / PS^t}_{\text{Efecto-estructura}}$$

en la que  $PS$  es la probabilidad de salida promedio para todos los ocupados,  $ps_i$  es la tasa de salida del grupo  $i$ ,  $E$  es la cantidad total de ocupados,  $e_i$  designa el número de ocupados pertenecientes al grupo  $i$  y  $t$  es el periodo ( $t = 1988-1994$ ;  $t + 1 = 1995-1999$ ).

En el cuadro 7 se presentan los resultados de la descomposición. Se observa que la importancia de cada uno de los dos efectos difiere mucho según la variable. El “efecto inestabilidad pura” computado a partir de la categoría explica casi un tercio del incremento de la variación de la tasa de salida promedio, mientras que prácticamente el resto se debe al aumento de la participación en el empleo total de las ocupaciones que tienen menores tasas de retención. Asimismo, el primero de estos efectos se explica, en gran medida, por el incremento de la rotación de los no asalariados, compensado en parte por la menor tasa de salida de los asalariados registrados (esta caída fue pequeña pero, como afecta a más de 50% de la fuerza de trabajo de la primera mitad de los años noventa, altera de manera significativa

CUADRO 7. *Descomposición del aumento en la inestabilidad total*

(Porcentaje)

<i>Efectos</i>	<i>Según categoría</i>	<i>Según género</i>	<i>Según escolaridad</i>
Inestabilidad pura	31.8	80.0	191.2
Estructura	76.0	10.0	-213.1
Residuo	-7.8	10.0	21.8

la estabilidad total). Por su parte, dados los importantes cambios en la composición educacional de la fuerza de trabajo, el efecto estructural es también relevante en este caso. Como el grupo que redujo su participación en el empleo total fue el de menor calificación, el coeficiente de este último efecto presenta signo negativo, ya que dicha alteración de la composición produce, *ceteris paribus*, un aumento de la estabilidad. El incremento de la tasa de salida de este estrato es, a su vez, el principal responsable de la alta contribución —positiva— del efecto inestabilidad puro. El efecto de las modificaciones atribuibles a los cambios en la estructura tiene menor peso cuando se efectúa la descomposición tomando en cuenta el género, ya que el incremento en la movilidad está casi exclusivamente originado en los cambios en las probabilidades de dejar la ocupación verificados entre los hombres.

## CONCLUSIONES

El análisis de la movilidad ocupacional arroja luz sobre una de las dimensiones del funcionamiento del mercado de trabajo urbano argentino de los años noventa y, en particular, sobre los cambios que experimentó luego de las reformas estructurales. La evidencia correspondiente al Gran Buenos Aires considerada en este documento confirma un incremento de la inestabilidad laboral entre la primera y la segunda parte del último decenio del siglo XX, incremento que afectó de diversa manera a distintos grupos de población.

La mayor tasa de salida constituye una de las características, y a su vez de los efectos, del gran deterioro de las condiciones laborales del periodo. La cantidad de ocupaciones creció, a lo largo del mismo, a un ritmo inferior que el de la población activa, lo cual se tradujo en un aumento del desempleo abierto. Dicho proceso habría estado acompañado por una intensificación de los movimientos laborales, sobre

todo los que se producen entre la ocupación y la desocupación.<sup>39</sup> Aunque no existe información para periodos anteriores a 1988 (cuando comienza la serie utilizada en este artículo), no debe descartarse que el grado de la movilidad durante la primera parte de los años noventa haya sido, a su vez, más alto que en años anteriores. Ello pudo ser consecuencia del incremento en la cantidad de despidos asociados al proceso de reconversión productiva aplicado después de las reformas estructurales introducidas a principios del decenio. Las mayores probabilidades de salida debieron haber afectado, en esos años, a un amplio espectro de trabajadores, incluso a los con antigüedad mayor en el puesto de trabajo cuando resultaron del cierre de empresas o como consecuencia de la obsolescencia de sus calificaciones. Por su parte, el aumento de la inestabilidad que se presentó en la segunda parte del decenio, cuando dejaron de ser importantes los efectos de la reestructuración, habría obedecido, principalmente, al incremento en la rotación entre empleos, mediada muchas veces por la desocupación. La escasa creación de empleos, junto con la baja calidad de los generados, promovieron esta mayor intermitencia que pasó a afectar sobre todo los empleos pocos calificados.

El mayor grado de rotación laboral de la segunda parte de los años noventa se advierte con claridad en el caso de los varones, mientras las mujeres mantuvieron la tasa de salida desde la ocupación. Esto último fue influido por la continuación de la tendencia de largo plazo que ellas han mostrado a insertarse más intensa y establemente en la población activa. Aumentaron su tasa de participación y prolongaron su permanencia en la fuerza de trabajo, pasando con más frecuencia desde la inactividad a la búsqueda activa y/o permaneciendo como desocupadas luego de una separación de un empleo. Por tanto, si pudiesen descontarse los efectos de ese movimiento tendencial, también emergería un proceso de aumento de la inestabilidad ocupacional para las mujeres.<sup>40</sup>

Tres hechos podrían explicar esta creciente inestabilidad a lo largo de los años noventa: *i*) la actividad agregada fue más fluctuante durante la última mitad del decenio; *ii*) las modificaciones en las regulaciones laborales, que redujeron en alguna medida el costo de sa-

<sup>39</sup> Beccaria y Maurizio (2003).

<sup>40</sup> *Ibid* (2003).

lida de los trabajadores con contrato, pero que fundamentalmente favorecieron la creación de empleos registrados por tiempo determinado, y *iii*) los desarrollos propios del mercado de trabajo y, en particular, el crecimiento y persistencia de la desocupación abierta y el proceso de precarización laboral. Aunque las fluctuaciones del PIB fueron más frecuentes y amplias, la evidencia analizada sugiere que los otros dos fenómenos, en particular el último, han tenido una contribución no desdeñable. Ello sugiere que una rotación laboral más alta que la prevaleciente antes de los años noventa podría caracterizar el mercado laboral argentino aun en periodos de estabilidad macroeconómica.

El periodo de prueba y los contratos determinados debieron haber incrementado la tasa de salida de los empleos cubiertos por la seguridad social. Pero el aumento de la importancia del empleo asalariado no registrado —producto, en parte, del crecimiento de la desocupación—, parece haber sido la razón fundamental de las mayores tasas de salida. La posibilidad de contratar personal con bajo, o inexistente, costo de salida pudo haber facilitado que las empresas recurrieran más frecuentemente a la rotación como política disciplinaria. La escasa cobertura del seguro de desempleo que existe en Argentina facilita estas estrategias, ya que contribuye a que los desocupados impongan escasas restricciones a la búsqueda y acepten, de manera rápida, posiciones de baja calidad y/o ingreso y/u horas. Estos empleos pueden ofrecerse debido a la facilidad que las empresas tienen para eludir el cumplimiento de las normas laborales.

En cuanto al mercado de trabajo, uno de los factores preponderantes para entender la dinámica de la rotación fue la disminución de la calidad del trabajo por cuenta propia, ante el aumento de las actividades de menor productividad. Debe considerarse, sin embargo, que la proporción del trabajo independiente se redujo durante los años noventa.

Por lo común, un aumento de las salidas desde las ocupaciones en mercados de trabajo que exhiben una alta presencia del sector informal no suele ir asociado a incrementos del desempleo sino del tamaño del empleo de las unidades no estructuradas. Este resultado proviene de que algunos trabajadores que pierden sus empleos se dirigen hacia ocupaciones informales para evitar caer en la desocu-

pación. Dado que estos empleos son por naturaleza más inestables, la estabilidad promedio caerá cuando aumente el tamaño del sector informal. La pérdida de importancia de este segmento en la Argentina reciente indica que el mismo no cumplió el papel de opción a la desocupación, como lo hizo en otros países de la región.<sup>41</sup>

Este último resultado, junto con el incremento generalizado de la precariedad, contribuyeron, entonces —y entre otras cosas—, a que se presentara un par de resultados que constituyen ambas caras de una misma moneda: alto desempleo e inestabilidad laboral. En efecto, la expansión de la tasa de entrada a la desocupación fue el principal factor que explicó el incremento de su incidencia en la población económicamente activa.

La mayor rotación afectó de manera preponderante a los menos calificados y a los empleos no cubiertos por la seguridad social. Entre los grupos de menores recursos se acrecentó, entonces, la frecuencia con la que se atraviesan trayectorias inestables, consistentes en movimientos entre diferentes empleos de corta duración, y entre ellos y la desocupación. Estos resultados son compatibles con los presentados en otro trabajo reciente (Galiani y Hopenhayn, 2000) acerca del gran número de personas de este grupo que soportan múltiples episodios de desempleo en periodos breves (uno o dos años).

No cabe entender a esta mayor movilidad como indicio de una mejora en la capacidad asignativa del mercado, sino que fue una manifestación de la reducción de las posibilidades generales de empleo. La duración promedio de las ocupaciones disminuyó como consecuencia del mayor número de los asalariados no registrados pero también porque aumentaron las tasas de salida de los asalariados no registrados y de los no asalariados. Esto último obedeció, entre otras cosas, a la menor calidad de los empleos independientes. Lo sucedido con la tasa de salida de los trabajadores en relación de dependencia cubiertos por la seguridad social muestra un panorama más complejo. Si bien en promedio ella se mantuvo inalterada en ambos periodos, se incrementó entre los varones con una duración menor al año,<sup>42</sup> lo cual sugiere que en ese grupo también ha habido incrementos de la inestabilidad, quizá en alguna medida inducidos por

<sup>41</sup> Weller (2000), Frenkel y Ros (2003).

<sup>42</sup> Beccaria y Maurizio (2003), cuadro A.3, p. 77.

las modificaciones de las regulaciones laborales o las políticas de las empresas de incrementar la rotación en el contexto de un mercado con un exceso de oferta. Sin embargo, dicha evolución fue compensada por la reducción exhibida por la inestabilidad de las mujeres.

La mayor inestabilidad general descomprimió, de alguna manera, la situación social en cuanto posibilitó que un conjunto significativo de individuos —los que fueron despedidos como consecuencia de los ajustes que encaró el aparato productivo y los entrantes al mercado de trabajo— no atravesasen periodos prolongados de desempleo. El resultado alcanzado no fue, sin embargo, mucho más atractivo. La inestabilidad laboral afecta negativamente el bienestar de los individuos al incrementar su vulnerabilidad social como consecuencia de varios factores. Por un lado, atenta contra su empleabilidad, ya que reduce las posibilidades de acumular algún tipo de capacitación. Debido a ese factor —y seguramente también a otros— varios estudios realizados en diferentes países muestran que el empleo que obtienen quienes atraviesan un episodio de desempleo resulta de menor calidad —en términos de atributos como la duración esperada y los salarios— que aquel en el cual trabajaban anteriormente.<sup>43</sup> Por otro lado, la inestabilidad ocupacional aumenta la variabilidad de los ingresos de las personas y los del hogar al que pertenecen. Ello resulta en particular significativo entre los de reducida calificación, que fueron precisamente los más afectados por ese proceso.<sup>44</sup>

# APÉNDICE

## *Estimaciones del riesgo de salida de la ocupación. Modelo proporcional de Cox*

CUADRO A1. *Ocupados totales. Periodo completo*

Variable	Hasta 60 meses		Hasta 12 meses		Hasta 60 meses		Hasta 12 meses	
	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z
SCTI	-0.2816	0.00	-0.2254	0.000	-0.2793	0.000	-0.2252	0.00
TC	-0.8288	0.00	-0.5767	0.000	-0.8289	0.000	-0.5796	0.00
Comercio	0.0449	0.14	0.0166	0.660	0.0445	0.150	0.0192	0.61
Transporte	-0.0179	0.74	-0.0555	0.400	-0.0358	0.522	-0.0680	0.30

<sup>43</sup> Nickell *et al* (2000), Bucheli y Furtado (2002).

<sup>44</sup> Beccaria y Maurizio (2001).

CUADRO A1 (conclusión)

Variable	Hasta 60 meses		Hasta 12 meses		Hasta 60 meses		Hasta 12 meses	
	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z
Servicio								
financiero	0.0582	0.26	0.0706	0.263	0.0713	0.174	0.0852	0.17
Otros								
servicios	-0.0647	0.11	-0.0531	0.292	-0.0678	0.101	-0.0554	0.27
Género	0.2871	0.00	0.2043	0.000	0.3686	0.000	0.2849	0.00
Jefe	-0.2811	0.00	-0.1917	0.000	-0.2769	0.000	-0.1927	0.00
Edad	-0.0148	0.00	-0.0079	0.000	-0.0150	0.000	-0.0077	0.00
Asalariado								
no registrado	1.2272	0.00	0.8599	0.000	1.1034	0.000	0.7548	0.00
No asalariado	0.6585	0.00	0.4866	0.000	0.5801	0.000	0.4162	0.00
Panel	0.0561	0.03	0.1648	0.000	0.0507	0.349	0.0735	0.04
Pgénero					-0.1691	0.001	-0.1635	0.01
Pasnreg					0.2638	0.000	0.2163	0.00
Pnoasal					0.1749	0.015	0.1500	0.00
Número de								
datos	22 678		10 566		22 678		10 566	
LR $\chi^2$	2 760.9		886.7		2 788.2		900.6	
Prob > $\chi^2$	0.000		0.000		0.000		0.000	

CUADRO A2. Ocupados totales. Para cada subperiodo

Variable	Periodo 1988-1994				Periodo 1995-1999			
	1-60 meses		1-12 meses		1-60 meses		1-12 meses	
	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z
SCTI	-0.2545	0.000	-0.1706	0.00	-0.3037	0.000	-0.2732	0.000
TC	-0.7200	0.000	-0.5170	0.00	-0.9091	0.000	-0.6282	0.000
Comercio	0.0625	0.131	0.106	0.83	0.0262	0.573	0.0326	0.563
Transporte	-0.0436	0.659	-0.0984	0.38	-0.0422	0.542	-0.0509	0.538
Servicio								
financiero	-0.0579	0.555	-0.9401	0.43	0.1195	0.062	0.1644	0.032
Otros								
servicios	-0.0310	0.583	-0.0432	0.53	-0.1075	0.075	-0.0570	0.433
Género	0.3585	0.000	0.2731	0.00	0.2058	0.000	0.1297	0.010
Jefe	-0.2999	0.000	-0.2141	0.00	-0.2573	0.000	-0.1733	0.004
Edad	-0.0164	0.000	-0.0099	0.00	-0.0136	0.000	-0.0060	0.009
Asalariado								
no registrado	1.1091	0.000	0.7605	0.00	1.3608	0.000	0.9650	0.000
No asalariado	0.5821	0.000	0.4374	0.00	0.7555	0.000	0.5515	0.000
Número de								
datos	11 860		5 597		10 818		4 969	
LR $\chi^2$	1 345.6		425.9		1 445.1		453.3	
Prob > $\chi^2$	0.000		0.000		0.000		0.000	



CUADRO A3. *Asalariados registrados. Periodo completo*

<i>Variable</i>	<i>1-60 meses</i>		<i>1-12 meses</i>		<i>1-60 meses</i>		<i>1-12 meses</i>	
	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>
SCTI	-0.2066	0.000	-0.3043	0.000	-0.2023	0.000	-0.3041	0.000
TC	-0.4603	0.000	-0.6467	0.000	-0.4537	0.000	-0.6382	0.000
Comercio	0.0422	0.489	0.0368	0.653	0.0427	0.484	0.0407	0.618
Transporte	-0.1384	0.263	-0.2221	0.187	-0.1447	0.242	-0.2231	0.185
Servicio financiero	0.1519	0.071	0.2102	0.049	0.1609	0.056	0.2141	0.045
Otros servicios	-0.1728	0.074	-0.2115	0.091	-0.1751	0.071	-0.2204	0.079
Género	0.1631	0.007	0.1284	0.099	0.2634	0.001	0.2881	0.004
Jefe	-0.1964	0.003	-0.1949	0.031	-0.1916	0.004	-0.1849	0.041
Edad	-0.0255	0.000	-0.0099	0.016	-0.0257	0.000	-0.0102	0.013
Panel	-0.1264	0.015	0.0127	0.855	-0.0527	0.398	0.1285	0.124
Pgénero					-0.2315	0.033	-0.3479	0.014
Número de datos	9 965		3 616		9 965		3 616	
LR $\chi^2$	214.7		65.8		219.8		71.84	
Prob > $\chi^2$	0.000		0.000		0.000		0.000	

CUADRO A4. *Asalariados no registrados. Periodo completo*

<i>Variable</i>	<i>1-60 meses</i>		<i>1-12 meses</i>		<i>1-60 meses</i>		<i>1-12 meses</i>	
	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>
SCTI	-0.2332	0.000	-0.136	0.005	-0.232	0.000	-0.1359	0.005
TC	-0.8417	0.000	-0.359	0.009	-0.836	0.000	-0.3576	0.010
Comercio	0.0573	0.194	0.029	0.549	0.056	0.202	0.0284	0.570
Transporte	-0.0119	0.869	-0.018	0.816	-0.020	0.780	-0.0247	0.759
Servicio financiero	0.0697	0.374	0.064	0.462	0.073	0.350	0.0680	0.435
Otros servicios	-0.0558	0.321	-0.054	0.399	-0.057	0.307	-0.0564	0.384
Género	0.2839	0.000	0.219	0.000	0.336	0.000	0.2662	0.000
Jefe	-0.1497	0.000	-0.115	0.059	-0.147	0.005	-0.1171	0.056
Edad	-0.0133	0.000	-0.008	0.002	-0.013	0.000	-0.0080	0.002
Panel	-0.1365	0.000	0.208	0.000	0.176	0.000	0.2432	0.000
Pgénero					-0.103	0.073	-0.0918	0.286
Número de datos	7 304		4 776		7 304		4 776	
LR $\chi^2$	272.1		102.6		273.9		103.7	
Prob > $\chi^2$	0.000		0.000		0.000		0.000	

CUADRO A5. *No asalariados. Periodo completo*

<i>Variable</i>	<i>1-60 meses</i>		<i>1-12 meses</i>		<i>1-60 meses</i>		<i>1-12 meses</i>	
	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>
SCTI	-0.4237	0.000	-0.3494	0.000	-0.4171	0.000	-0.3489	0.000
TC	-1.0784	0.000	-0.7437	0.000	-1.0814	0.000	-0.7482	0.000
Comercio	-0.0067	0.915	0.0006	0.994	-0.0077	0.904	-0.0019	0.982
Transporte	-0.0102	0.936	-0.0465	0.781	-0.0353	0.783	-0.0727	0.666
Servicio financiero	-0.1021	0.443	-0.1689	0.369	-0.1064	0.424	-0.1715	0.361
Otros servicios	-0.0347	0.674	0.0904	0.422	-0.0377	0.647	0.0856	0.447
Género	0.3298	0.000	0.1815	0.038	0.4425	0.000	0.2708	0.013
Jefe	-0.5282	0.000	-0.3616	0.000	-0.5266	0.000	-0.3536	0.000
Edad	-0.0135	0.000	-0.0086	0.009	-0.0136	0.000	-0.0086	0.009
Panel	0.0591	0.001	0.1551	0.026	0.1782	0.014	0.2493	0.010
Pgénero					-0.2454	0.017	-0.1926	0.165
Número de datos	5 409		2 174		5 409		2 174	
LR $\chi^2$	415.9		112.9		421.6		114.8	
Prob > $\chi^2$	0.000		0.000		0.000		0.000	

CUADRO A6. *Hombres. Periodo completo*

<i>Variable</i>	<i>1-60 meses</i>		<i>1-12 meses</i>		<i>1-60 meses</i>		<i>1-12 meses</i>	
	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>
SCTI	-0.3122	0.000	-0.2471	0.000	-0.3127	0.000	-0.2474	0.000
TC	-0.8319	0.000	-0.6720	0.000	-0.8369	0.000	-0.6768	0.000
Comercio	0.0093	0.899	0.0002	0.285	0.0051	0.901	0.0027	0.957
Transporte	-0.0142	0.422	-0.0454	0.529	0.0551	0.367	-0.0477	0.509
Servicio financiero	0.2062	0.002	0.2064	0.011	0.2154	0.001	0.2162	0.008
Otros servicios	-0.0782	0.132	-0.0425	0.497	-0.0799	0.124	-0.0418	0.505
Jefe	-0.3159	0.000	-0.1795	0.001	-0.3146	0.000	-0.1821	0.001
Edad	-0.0123	0.000	-0.0073	0.001	-0.0125	0.000	-0.0073	0.001
Asalariados no registrados	1.2015	0.000	0.8256	0.000	1.0878	0.000	0.7575	0.000
No asalariados	0.5626	0.000	0.4447	0.000	0.4618	0.000	0.3858	0.000
Panel	0.1084	0.001	0.2176	0.000	-0.0558	0.367	0.1128	0.171
Pasnreg					0.2374	0.002	0.1412	0.147
Pnoasal					0.2167	0.021	0.1269	0.313
Número de datos	15 452		6 973		15 452		6 973	
LR $\chi^2$	1 629.9		532.9		1 640.1		535.1	
Prob > $\chi^2$	0.000		0.000		0.000		0.000	

CUADRO A7. *Mujeres. Periodo completo*

Variable	1-60 meses		1-12 meses		1-60 meses		1-12 meses	
	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z
SCTI	-0.2242	0.00	-0.1892	0.001	-0.2218	0.000	-0.1949	0.001
TC	-0.8019	0.00	-0.4474	0.000	-0.8056	0.000	-0.4508	0.000
Comercio	0.0862	0.07	0.0304	0.606	0.0876	0.069	0.0408	0.492
Transporte	0.6864	0.65	-0.1731	0.357	0.0708	0.648	-0.1635	0.385
Servicio financiero	-0.1275	0.12	-0.1103	0.274	-0.1192	0.152	-0.0986	0.329
Otros servicios	-0.0569	0.40	-0.0738	0.388	-0.0560	0.412	-0.0711	0.406
Jefe	-0.1854	0.00	-0.2524	0.006	-0.1864	0.008	-0.2515	0.006
Edad	-0.0191	0.00	-0.0095	0.001	-0.0193	0.000	-0.0098	0.000
Asalariados no registrados	1.2992	0.00	0.9309	0.000	1.1552	0.000	0.7543	0.000
No asalariados	0.8313	0.00	0.5638	0.000	0.7717	0.000	0.4611	0.000
Panel	-0.0289	0.49	0.0874	0.089	-0.2237	0.013	-0.1744	0.136
Pasnreg					0.3159	0.003	0.3727	0.006
Pnoasal					0.1407	0.227	0.2192	0.153
Número de datos	7 226		3 593		7 226		3 593	
LR $\chi^2$	960.1		314.1		969.6		322.1	
Prob > $\chi^2$	0.000		0.000		0.000		0.000	

CUADRO A8. *Sin salidas a la inactividad. Periodo completo*

Variable	Hasta 60 meses		Hasta 12 meses	
	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z
SCTI	-0.2691	0.000	-0.2117	0.000
TC	-0.7620	0.000	-0.5628	0.000
Comercio	-0.0002	0.994	-0.0172	0.695
Transporte	0.0028	0.962	-0.0407	0.566
Servicio financiero	0.0984	0.094	0.1001	0.156
Otros servicios	-0.0791	0.099	-0.0374	0.510
Género	0.0582	0.111	0.0171	0.692
Jefe	-0.0600	0.133	-0.0218	0.655
Edad	-0.0229	0.000	-0.0126	0.000
Asalariado no registrado	1.1922	0.000	0.8258	0.000
No asalariado	0.4651	0.000	0.3314	0.000
Panel	0.1302	0.000	0.2277	0.000
Número de datos	20 082		9 582	
LR $\chi^2$	1 923.3		647.2	
Prob > $\chi^2$	0.000		0.000	

CUADRO A9. *HSL. Periodo completo*

<i>Variable</i>	<i>Hasta 60 meses</i>		<i>Hasta 12 meses</i>		<i>Hasta 60 meses</i>		<i>Hasta 12 meses</i>	
	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>
Comercio	-0.0138	0.716	-0.0476	0.296	-0.0159	0.67	-0.044	0.33
Transporte	-0.0281	0.662	-0.0551	0.461	-0.0431	0.50	-0.067	0.37
Servicio								
financiero	0.2411	0.003	0.2487	0.009	0.2512	0.000	0.259	0.00
Otros servicios	-0.1159	0.022	-0.0954	0.116	-0.1207	0.01	-0.097	0.11
Género	0.2755	0.000	0.2168	0.000	0.3295	0.00	0.291	0.00
Jefe	-0.2605	0.000	-0.1449	0.006	-0.2579	0.00	-0.145	0.00
Edad	-0.0159	0.000	-0.0109	0.000	-0.0159	0.00	-0.010	0.00
Asalariados								
no registrados	1.2611	0.000	0.8069	0.000	1.1492	0.00	0.695	0.00
No asalariados	0.7920	0.000	0.5492	0.000	0.7151	0.00	0.450	0.00
Panel	0.0910	0.000	0.2028	0.000	-0.0499	0.48	0.061	0.50
Pgénero					-0.1222	0.07	-0.159	0.05
Pasnreg					0.2564	0.00	-0.244	0.01
Pnoasal					0.1856	.004	0.222	0.06
Número de								
datos	13 311		6 585		13 311		6 585	
LR $\chi^2$	1 678.5		481.2		1 690.9		490.3	
Prob > $\chi^2$	0.000		0.000		0.000		0.000	

CUADRO A10. *SCTI. Periodo completo*

<i>Variable</i>	<i>Hasta 60 meses</i>		<i>Hasta 12 meses</i>		<i>Hasta 60 meses</i>		<i>Hasta 12 meses</i>	
	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>	<i>Coef.</i>	<i>P &gt;  z </i>
Comercio	0.1248	0.030	0.1514	0.03	0.1282	0.026	0.151	0.037
Transporte	-0.0550	0.648	-0.1269	0.39	-0.0777	0.520	-0.138	0.353
Servicio								
financiero	0.0714	0.340	0.0875	0.34	0.0834	0.274	0.096	0.305
Otros servicios	0.0020	0.979	0.0294	0.76	0.0069	0.929	0.025	0.796
Género	0.2847	0.000	0.1708	0.00	0.4166	0.000	0.257	0.004
Jefe	-0.3484	0.000	-0.2704	0.00	-0.3372	0.000	-0.268	0.003
Edad	-0.0147	0.000	-0.0018	0.58	-0.0152	0.000	-0.001	0.565
Asalariados								
no registrados	1.2459	0.000	0.9681	0.00	1.0861	0.000	0.897	0.000
No asalariados	0.5407	0.000	0.3702	0.00	0.4370	0.000	0.338	0.000
Panel	0.3040	0.034	0.0600	0.02	0.0669	0.477	0.057	0.644
Pgénero					-0.2482	0.009	-0.162	0.070
Pasnreg					0.3083	0.004	0.135	0.318
Pnoasal					0.2208	0.086	0.066	0.713
Número de								
datos	7 541		3 328		7 541		3 328	
LR $\chi^2$	752.7		276.0		767.7		278.8	
Prob > $\chi^2$	0.000		0.000		0.000		0.000	

CUADRO A11. TC. *Periodo completo*

Variable	Hasta 60 meses		Hasta 12 meses		Hasta 60 meses		Hasta 12 meses	
	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z	Coef.	P >  z
Comercio	0.2209	0.201	0.2522	0.300	0.2221	0.200	0.2447	0.319
Transporte	0.1018	0.763	0.2036	0.675	0.0883	0.794	0.1645	0.736
Servicio								
financiero	-0.2556	0.144	-0.2043	0.401	-0.2498	0.154	-0.2017	0.408
Otros								
servicios	0.0254	0.898	0.0290	0.912	0.0267	0.893	0.0668	0.803
Género	0.3546	0.026	0.1978	0.340	0.4164	0.061	0.1446	0.602
Jefe	-0.1082	0.528	-0.4267	0.054	-0.1006	0.559	-0.4141	0.061
Edad	-0.0049	0.523	-0.0001	0.997	-0.0047	0.538	0.0003	0.969
Asalariados								
no registrados	0.9312	0.000	1.0575	0.000	0.8274	0.001	0.9869	0.002
No asalariados	0.1576	0.312	0.2687	0.233	0.1182	0.598	0.4609	0.133
Panel	-0.0773	0.564	0.0978	0.579	-0.0938	0.704	0.1126	0.745
Pgénero					-0.1032	0.692	0.1156	0.740
Pasnreg					0.1753	0.587	0.0925	0.823
Pnoasal					0.0641	0.835	-0.4154	0.355
Número de								
datos	1 709		595		1 709		595	
LR $\chi^2$	60.8		47.9		61.3		49.4	
Prob > $\chi^2$	0.000		0.000		0.000		0.000	

# REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Atkinson, A., y J. Micklewright (1991), "Unemployment Compensation and Labor Market Transitions", *Journal of Economic Literature*, vol. 29.
- Beccaria, L. (2001), "Inestabilidad laboral y de ingresos en Argentina", *Estudios del Trabajo*, núm. 21.
- , y P. Galín (2002), "Regulaciones laborales en Argentina. Evaluación y propuestas", Buenos Aires, Fundación OSDE.
- , y R. Maurizio (2001), "Movilidad laboral e inestabilidad de ingresos en Argentina", Presentado a 5º Reunión de la Red de Economía Social, Panamá.
- , y — (2003), "Movilidad ocupacional en Argentina", Buenos Aires, Universidad Nacional de General Sarmiento, Informe de Investigación 18.
- Becker, G. (1975), *Human capital*, Chicago, Chicago University Press.
- Blau, F., M. Ferber y A. Winkler (2002), *The Economics of Women, Men, and Work*, Upper Saddle River, Prentice Hall.
- Bucheli, M., y M. Furtado (2002), "Impacto del desempleo sobre el salario: El caso de Uruguay", *Desarrollo Económico*, núm. 165.
- Calderón Madrid, A. (2000), "Job Stability and Labor Mobility in Urban Mexico: A Study Based on Duration Models and Transition Analysis", Documento de la Red de Centros de Investigación del BID, núm. R.419.

- Cerrutti, M. (2000a), "Intermittent Employment Among Married Women: A Comparative Study of Buenos Aires and México City", *Journal of Comparative Family Studies*.
- (2000b), "Economic Reform, Structural Adjustment and Female Labor Force Participation in Buenos Aires, Argentina", *World Development*, volumen 28.
- Cox, D. (1972), "Regression Models and Life-Tables", *Journal Royal Statistical Society*, mayo-agosto.
- , y D. Oakes (1985), *Analysis of Survival Data*, Nueva York, Chapman and Hall.
- Damill, M., R. Frenkel y R. Maurizio (2002), "Argentina: A Decade of Currency Board. An Analysis of Growth, Employment and Income Distribution", Employment Paper 2002/42, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo.
- Farber, H. (1999), "Mobility and Stability: The Dynamics of Job Change in Labor Markets", O. Ashenfelter y D. Card (comps.), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam, Elsevier.
- Frenkel, R., y M. González Rozada (1999), "Apertura, productividad y empleo en Argentina", V. Tokman y D. Martínez (comps.), *Productividad y empleo en la apertura económica*, Lima, Organización Internacional del Trabajo.
- , y J. Ros (2003), "Unemployment, Macroeconomic Policy and Labor Market Flexibility. Argentina and Mexico in the 1990s", mimeografiado.
- Galiani, S., y H. Hopenhayn (2000), "Duración y riesgo de desempleo en Argentina", Documento de Trabajo FADE, núm. 18, Buenos Aires.
- Gonzaga, G. (2003), "Labor Turnover and Labor Legislation in Brazil", Texto para discusión núm. 475, Departamento de Economía PUC-Río, Río de Janeiro.
- Hausman, J., y A. Han (1990), "Flexible Parametric Estimation of Duration and Competing Risk Models", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 5.
- Heckman, J., y B. Singer (1984), "Econometric Durations Analysis", *Journal of Econometrics*, vol. 24.
- Heymann, D. (2001), "Políticas de reforma y comportamiento macroeconómico", Heymann y Kosacoff (comps.), *Desempeño económico en un contexto de reformas*, Buenos Aires, EUDEBA-CEPAL, t. I.
- Hopenhayn, H. (2001), "Labor Market Policies and Employment Duration: The Effects of Labor Market Reform in Argentina", Documento de la Red de Centros de Investigación del BID, núm. R.407.
- INDEC (1996), *Encuesta permanente de hogares: Características técnicas generales*, Buenos Aires, INDEC.
- Kalbfleisch, J., y L. Prentice (1980), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, Nueva York, Wiley.
- Kiefer, N. (1988), "Economic Duration Data and Hazard Functions", *Journal of Economic Literature*, vol. 26.
- Klein, J., y M. Moeschberger (1997), *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*, Nueva York, Springer-Verlag.

- Kugler, A. (2000), "The Incidence of Job Security Regulations on Labor Market Flexibility and Compliance in Colombia: Evidence from the 1990 Reform", Documento de la Red de Centros de Investigación del BID, número R.393.
- Lancaster, T. (1990), "The Econometric Analysis of Transition Data", *Econometric Society Monographs* núm. 17, Cambridge, Cambridge University Press.
- Layard, R., S. Nickell y R. Jackman (1991), *Unemployment*, Oxford, Oxford University Press.
- Lindeboom, M., y J. Theeuwes (1991), "Job Duration in the Netherlands: The Co-existence of High Turnover and Permanent Job Attachment", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 53.
- Monza, A. (1998), "La evolución de la informalidad en el Área Metropolitana en los años noventa. Resultados e interrogantes", J. Carpio, E. Klein e I. Novacovsky (comps.), *Informalidad y exclusión social*, Buenos Aires, Fondo de Cultura Económica, SIEMPRO, OIT.
- Nickell, S., T. Jones y G. Quintini (2000), "A Picture of Job Insecurity Facing British Men", Centre for Economic Performance Working Paper, Londres.
- Oi, W. (1962), "Labour as a Quasi-Fixed Factor", *Journal of Political Economy*, vol. 70.
- Osterman, P. (1994), "Internal Labor Markets: Theory and Change", C. Kerr y P. Staudohar (comps.), *Labor Economics and Industrial Relations*, Cambridge, Harvard University Press.
- Parmar, M., y D. Machin (1996), *Survival Analysis: A Practical Approach*, Nueva York, Wiley.
- Royalty, A. (1998), "Job-to-Job and Job-to-Nonemployment Turnover by Gender and Education Level", *Journal of Labor Economics*, vol. 16.
- Rubery, J., M. Smith y C. Fagan (1999), *Women's Employment in Europe*, Londres, Routledge.
- Saavedra, J., y M. Torero (2000), "Labor Market Reforms and Their Impact on Formal Labor Demand and Job Market Turnover: The Case of Peru", Documento de la Red de Centros de Investigación del BID, núm. R.394.
- Weller, J. (2000), *Reformas económicas, crecimiento y empleo*, Santiago de Chile, FCE-CEPAL.