

Gutierrez, Federico H.

Working Paper

Dinámica salarial y ocupacional Análisis de panel para Argentina 1998-2002

Documento de Trabajo, No. 11

Provided in Cooperation with:

Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata

Suggested Citation: Gutierrez, Federico H. (2004) : Dinámica salarial y ocupacional Análisis de panel para Argentina 1998-2002, Documento de Trabajo, No. 11, Universidad Nacional de La Plata, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), La Plata

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/189566>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

C | E | D | L | A | S

Centro de Estudios
Distributivos, Laborales y Sociales

Maestría en Economía
Universidad Nacional de La Plata



**Dinámica Salarial y Ocupacional: Análisis de Panel
para Argentina 1998-2002**

Federico H. Gutierrez

Documento de Trabajo Nro. 11
Julio, 2004

Tesis Maestría en Economía

***Dinámica salarial y ocupacional
Análisis de panel para Argentina 1998-2002***

Julio 2004

Autor: Federico H. Gutiérrez[#]

Director: Leonardo Gasparini

Resumen

En el presente trabajo se estudia conjuntamente la estabilidad ocupacional y salarial en Argentina durante los años 1998-2002. Usando paneles construidos a partir de la EPH, se analiza la forma en la cual las características del trabajador impactan en la volatilidad salarial y en las probabilidades de perder o conseguir empleo. Se encuentra evidencia indicando que aquellos individuos con salarios relativamente bajos son los que enfrentan las mayores oscilaciones en sus ingresos y la más alta rotación empleo-desempleo. Durante el período de mayor profundidad de la crisis la inestabilidad ocupacional se duplicó y la movilidad salarial relativa se mantuvo estable.

JEL: J2, J3, J6

Palabras claves: dinámica, salarios, empleo, movilidad, ingresos

[#] Universidad Nacional de La Plata – Centro de estudios distributivos Laborales y Sociales (UNLP-CEDLAS).
E-mail: federicogut@yahoo.com.ar

I. Introducción

En el año 1998 comenzó una de las recesiones más profundas y duraderas de la historia argentina. Durante 4 años el PBI cayó ininterrumpidamente contrayéndose más de un 18% respecto a su nivel inicial. Durante este lapso de tiempo, acompañado por desfavorables condiciones externas, el sector real y el financiero interactuaron de manera nociva debilitándose mutuamente. A fines del 2001 este círculo vicioso desembocó en una crisis política y en la ruptura del sistema de convertibilidad. La devaluación de la moneda local alteró sustancialmente los precios relativos y generó un proceso inflacionario. Una vez controlados los agregados monetarios, Argentina inició su recuperación.

El período de crisis tuvo fuerte impacto en las condiciones sociales y laborales de la población. La pobreza y la criminalidad treparon a niveles sin precedentes. La contracción de la demanda de trabajo provocó una fuerte baja en salarios y un notable incremento del desempleo, el cual pasó de un 12.4% en octubre de 1998 a un 21.5% en mayo del 2002.

Desde la perspectiva del trabajador ocupado, los períodos recesivos implican un incremento en la inestabilidad laboral, ya sea por mayor incertidumbre sobre los salarios futuros, por mayor probabilidad de perder el empleo, o por alguna combinación de estos dos fenómenos. En tanto que para el trabajador desocupado, se espera que las desfavorables condiciones laborales mermen sus chances de conseguir empleo y posiblemente lo hagan con mayor intensidad cuando se trate de empleos de alta remuneración.

Los indicadores laborales *tradicionales*, por su carácter estático, no reflejan correctamente la inestabilidad laboral. La tasa de desocupación, por ejemplo, resulta vagamente informativa acerca de las posibilidades de perder o conseguir empleo. Si bien se espera que este indicador esté inversamente relacionado con la probabilidad de entrada al trabajo, serían factibles situaciones en las cuales convivan bajas tasas de desocupación con bajas probabilidades de conseguir empleo debido a la existencia de rigideces que impidan la rotación de trabajadores. En otras circunstancias, aún cuando mayores tasas de desocupación revelen mayor inestabilidad laboral, el indicador no brinda respuestas cuantitativas sobre este fenómeno. Por ejemplo, un nivel de desocupación del 18% no implica que las posibilidades de perder el empleo sean de esta magnitud.

El nivel salarial medio e inclusive su evolución en el tiempo tampoco resultan informativos de la inestabilidad salarial. Así, resulta posible que los ingresos horarios medios o inclusive toda su distribución se mantenga invariante pero los salarios de cada individuo muestren una alta volatilidad. Esto se produce cuando los trabajadores cuyos ingresos empeoran son compensados por los trabajadores que los mejoran dejando un efecto nulo sobre la distribución. La volatilidad salarial puede ser tan explicativa de la inestabilidad laboral como lo es la inestabilidad ocupacional. Un ejemplo de ello, son los trabajadores a comisión, los mismos pueden presentar bajas probabilidades de ser despedidos pero en contextos de incertidumbre económica su situación laboral puede ser altamente inestable por la fuerte variabilidad de ingresos futuros.

El presente trabajo estudia en forma conjunta la dinámica salarial y ocupacional durante la fase de contracción económica de fines de los '90. La heterogeneidad de la mano de obra exige que el estudio se realice teniendo en cuenta ciertas características del trabajador que potencialmente se encuentren asociadas al grado de inestabilidad laboral. De esta manera, resulta factible realizar un análisis sobre distintos grupos de trabajadores, evaluar sus diferencias y visualizar el impacto de la crisis sobre cada uno de ellos.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera. En la sección II se presentan los datos, sus características y limitaciones. En la sección III se analiza conjuntamente la volatilidad salarial y la movilidad ocupacional haciendo uso de matrices de transición. En la

sección IV se centra la atención en la dinámica ocupacional y en su relación con las características del trabajador. La sección V está destinada al estudio de la movilidad salarial. En ésta, se aplica un indicador extraído de la literatura de *movilidad de ingresos* y se propone una manera simple para descomponerlo en sus determinantes. Finalmente, en la sección VI se presentan las conclusiones.

II. Los datos

Los datos usados provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) llevada a cabo en forma oficial por el Instituto Nacional de Estadística y Censos. Esta encuesta comenzó a realizarse de manera regular desde principios de los años '70 para el área del Gran Buenos Aires. Durante las últimas décadas nuevos centros urbanos fueron incorporados a la muestra. Actualmente, 33 de las principales ciudades argentinas son encuestadas lo que implica una representatividad de más del 70% de la población urbana y de alrededor del 62% del total de la población nacional.

Hasta mayo del 2003, la EPH se ejecutaba en dos ondas correspondientes a los meses de mayo y octubre de cada año¹. Una de las características de la encuesta era el hecho que de una onda a otra sólo el 25% de los hogares encuestados se renovaba. Es decir que, potencialmente, el 75% de la muestra de cada onda podía ser observado durante 6 meses, el 50% durante 1 año y el 25% durante un año y 6 meses. Teniendo en cuenta esta característica, y a los fines del presente trabajo, se construyen cuatro paneles anuales comenzando en el año 1998 y finalizando en el año 2002. Se incluyen todos los aglomerados para los cuales se cuenta con información durante este período.²

El intervalo de tiempo estudiado responde tanto a objetivos como a restricciones. Por una parte, los años incluidos en el análisis abarcan la fase recesiva de fines de los noventa, la cual por su profundidad y duración demanda su estudio en particular. Por otra parte, la disponibilidad de datos impide extender el análisis en el tiempo. Para los años previos a 1998 no se cuenta con información suficiente para el armado de paneles de alta representatividad. En tanto que para los años posteriores al 2002, la encuesta cambió su metodología no estando a la fecha disponible públicamente³.

En cada panel, los individuos son observados dos veces, la primer vez en octubre de un año y la segunda en octubre del año siguiente. De acuerdo al proceso de muestreo descrito, del total de individuos observados en un año, el 50% podría ser observado a igual fecha del año siguiente mientras que el otro 50% corresponde a una pérdida "natural" de observaciones por renovación de la muestra. Sin embargo dicha pérdida de observaciones es aún mayor. La tabla II.1 muestra para cada panel la cantidad de individuos encuestados en el año base, en el año fin, la cantidad de observaciones que potencialmente debiera contener cada panel y la cantidad de observaciones que realmente contiene cada panel. Por la forma en que están armados los datos, el año fin de cada panel se corresponde con el año base del panel subsiguiente (por ejemplo, 1999 es el año fin del panel 1998-1999 pero es el año base del panel 1999-2000) La cantidad de observaciones potenciales fue calculada descomponiendo el código de hogar (codusu), mientras que la cantidad de observaciones reales corresponde

¹ Durante el año 2003 la EPH sufrió cambios metodológicos. Entre ellos el más relevante es el hecho que la encuesta dejó de ser puntual para realizarse de manera continua.

² Los aglomerados incluidos son: Capital Federal, Conurbano Bonaerense, Comodoro Rivadavia, Córdoba, Jujuy, La Plata, Neuquén, Paraná, Río Gallegos, Salta, San Luis, San Juan, Santa Rosa, Santa Fe, Santiago del Estero, Tierra del Fuego, Bahía Blanca, Catamarca, Concordia, Corrientes, Formosa, La Rioja, Mar del Plata, Mendoza, Posadas, Resistencia, Río Cuarto, Rosario y Tucumán.

³ Si bien la última onda de la EPH puntual se realizó en marzo del 2003, los paneles construidos para este trabajo utilizan la información de las ondas de octubre siendo la última observación en octubre del 2002.

a aquellos individuos presentes en ambos períodos de cada panel con coherencia en edad y sexo.

Tabla II.1
Cantidad de observaciones potenciales y reales en paneles

Panel	Año base	Año fin	Obs potenciales		Obs reales	
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)=(iii)/(i)	(v)	(vi)=(v)/(i)
1998-1999	99145	91683	44231	0.45	33433	0.34
1999-2000	91683	83360	47452	0.52	30432	0.33
2000-2001	83360	83937	41915	0.50	29471	0.35
2001-2002	83937	83371	42197	0.50	29313	0.35

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

En la tabla II.1 puede verse que si bien la cantidad de individuos potenciales en cada panel se encuentra cercana al 50%, sólo el 34% puede realmente seguirse en el tiempo. Este desgranamiento o “attrition” adicional se debe a la imposibilidad de seguir al hogar ya sea por: rechazo de la entrevista, ausencia de miembros del hogar o mudanzas. En este último caso, si bien la misma vivienda es encuestada de un año a otro, la/s familia/s residentes no son las mismas.

Potencial sesgo por desgranamiento o “attrition”

Un potencial problema en el uso de datos en panel es la pérdida de observaciones en el tiempo. Específicamente en este caso, del total de individuos que son observados en un año, sólo algunos de ellos siguen siendo observados al año siguiente, el resto sale de la muestra.

Este desgranamiento o “attrition” puede sesgar los estimadores si el mismo se encuentra asociado o correlacionado con el fenómeno de estudio. Por ejemplo, si se están estudiando aspectos demográficos tales como cambios en la composición del hogar, entonces el desgranamiento de datos puede generar sesgo en tanto y en cuanto las familias que alteren su número de miembros tiendan a mudarse de vivienda y por lo tanto a salir de la muestra. Claramente en este caso hipotético, si se intenta estimar la proporción de familias que cambian su composición, la estimación se vería sesgada a la baja.

Por lo dicho, la existencia o no de sesgo por desgranamiento no es independiente del fenómeno estudiado. Así, es posible que la pérdida de observaciones de un panel sesgue algunos estimadores pero no otros (siguiendo con el ejemplo, si bien los indicadores sobre la variación en la composición familiar pueden estar sesgados, indicadores laborales pueden no estarlo) Pero, si la pérdida de observaciones es completamente aleatoria e independiente, entonces este desgranamiento no debiera sesgar ningún tipo de estimador.

Tal como se mencionó previamente, en la EPH la pérdida de observaciones tiene causas muy diversas. Por un lado el proceso de muestreo contempla la rotación de hogares. Dicho fenómeno es realizado de manera aleatoria e independiente por el instituto de estadística (INDEC). Por ende, no debe encontrarse correlacionado con ninguna de las características del hogar o de las personas, lo que es equivalente a ausencia de sesgo en los estimadores. En el otro extremo se encuentran el resto de las causas de pérdida de observaciones (no-respuesta, mudanza, etc.) Gran parte de las estadísticas contenidas en las secciones siguientes controlan por potenciales sesgos de esta naturaleza las cuales serán explicadas de manera oportuna.⁴

⁴ Trabajos previos indican que, en términos generales, la construcción de paneles usando la EPH no genera problemas de sesgo. Ver Albornoz, F y Menéndez M. (2002)

III. Análisis conjunto de la movilidad salarial y ocupacional

En esta sección se analiza conjuntamente la dinámica salarial y la ocupacional. El primero de estos conceptos se refiere a las fluctuaciones en el tiempo de los ingresos laborales horarios mientras que el segundo de los conceptos se refiere a los movimientos entre los distintos estados ocupacionales (empleo, desempleo, inactividad)

El motivo por cual se estudia de manera conjunta la dinámica salarial y la ocupacional se debe al hecho que ambos conceptos conforman la dinámica laboral como un todo. Es decir, si ciertos trabajadores presentan bajas probabilidades de quedar desempleados con relación al resto, se tendería a pensar que los mismos gozan de mayor estabilidad laboral; sin embargo, éstos podrían tener salarios altamente volátiles lo cual tornaría su situación tan inestable como la del resto de los trabajadores.

El análisis conjunto de los fenómenos descritos se realiza usando matrices de transición, las cuales permiten estudiar los movimientos de las personas entre distintos estados. Las tablas III.1 a III.4 muestran respectivamente dichas matrices para los cuatro paneles de estudio. Las mismas contienen a toda la población comprendida entre 16 y 64 años para los 29 aglomerados urbanos enumerados en la sección previa.

Tabla III.1
Matriz de transición, población entre 16 y 64 años: 1998-1999

		Quintil salarial					Desoc	Inact
		1	2	3	4	5		
Quintil salarial	1	37.0	21.7	9.5	5.0	2.3	11.1	13.5
	2	16.2	31.0	24.0	9.5	1.9	8.2	9.2
	3	8.0	17.1	32.9	21.8	6.5	5.9	7.7
	4	4.3	6.9	16.8	40.8	22.1	4.2	4.9
	5	1.8	2.3	5.2	16.6	67.3	2.6	4.3
Desoc		14.1	11.0	7.6	6.1	2.8	31.3	27.0
Inact		3.8	3.0	2.2	1.6	1.0	5.8	82.5

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla III.2
Matriz de transición, población entre 16 y 64 años: 1999-2000

		Quintil salarial					Desoc	Inact
		1	2	3	4	5		
Quintil salarial	1	37.4	19.2	8.7	3.8	1.8	12.9	16.2
	2	18.2	30.8	20.0	7.7	2.3	10.5	10.6
	3	8.9	18.1	33.8	19.4	6.2	7.5	6.2
	4	3.5	8.5	17.4	39.9	18.6	5.4	6.6
	5	1.4	3.4	5.7	18.9	62.6	2.9	4.9
Desoc		12.0	12.3	8.8	4.2	3.1	31.2	28.4
Inact		4.6	3.0	2.1	1.6	1.1	7.3	80.4

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla III.3
Matriz de transición, población entre 16 y 64 años: 2000-2001

		Quintil salarial					Desoc	Inact
		1	2	3	4	5		
Quintil salarial	1	36.9	20.5	7.5	3.3	0.9	15.0	15.9
	2	16.0	30.0	21.2	7.7	2.7	13.1	9.2
	3	8.3	19.1	30.3	20.9	6.3	7.8	7.3
	4	3.9	7.4	17.7	39.3	20.1	6.4	5.2
	5	1.7	2.6	5.2	17.6	63.7	3.8	5.4
Desoc		12.1	9.3	5.3	4.0	2.7	38.6	27.9
Inact		4.4	2.3	2.2	1.5	1.2	8.5	79.9

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla III.4
Matriz de Transición, población entre 16 y 64 años: 2001-2002

		Quintil salarial					Desoc	Inact
		1	2	3	4	5		
Quintil salarial	1	35.9	19.3	9.0	4.9	1.6	12.9	16.3
	2	18.6	27.3	23.0	8.6	3.0	10.1	9.5
	3	8.5	13.1	30.9	24.7	6.8	7.8	8.2
	4	4.4	8.0	15.4	40.2	20.9	5.7	5.4
	5	1.8	2.5	4.7	16.4	64.5	3.8	6.4
Desoc		13.1	13.9	7.8	4.9	2.5	32.0	25.9
Inact		4.1	5.0	2.6	1.2	1.0	8.1	78.1

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

La construcción de las matrices se realiza agrupando a la población de estudio en 7 estados exhaustivos y mutuamente excluyentes. Los primeros 5(cinco) estados corresponden a personas ocupadas con salario positivo clasificados según quintil de ingreso salarial.⁵ Los dos estados restantes corresponden a desocupados e inactivos respectivamente. Cada fila de la matriz corresponde a un estado en el período t y cada columna a un estado en el período $t+1$ dando por resultado una matriz cuadrada de dimensión 7×7

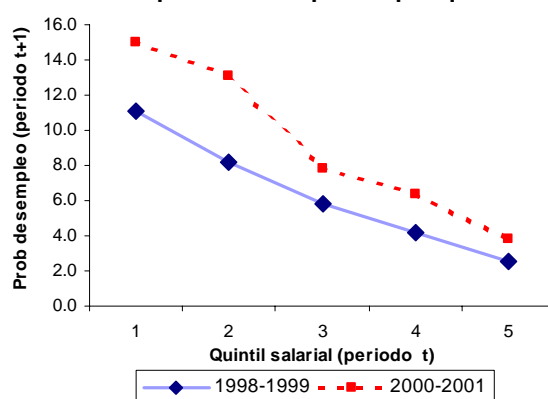
La forma de leer las matrices es la siguiente. Siendo a_{ij} el elemento característico contenido en la fila i y la columna j , éste mide la proporción de individuos que se encuentran en el estado j en el período $t+1$ condicional a haber estado en el estado i en el período t .⁶ Por construcción, cada fila de las matrices debe sumar 100 por ciento.

La interpretación de las matrices en términos de probabilidades surge de manera directa. El elemento a_{ij} no es otra cosa que la probabilidad de que el individuo a se encuentre en el estado j en el período $t+1$ condicional a haberse encontrado en el estado i en el período t .

$$a_{ij} = P(\text{estado } j \text{ en } t+1 / \text{estado } i \text{ en } t)$$

De las tablas III.1 a III.4 surgen algunas relaciones claras. Posiblemente la más notoria sea el hecho que los trabajadores con salarios bajos son aquellos con sustancialmente mayor probabilidad de caer en el desempleo. Esto surge de observar los valores de la sexta columna de cada tabla. Así, es posible ver en la tabla III.1 que los trabajadores de menor remuneración en 1998 (primer quintil) tenían una probabilidad del 11.1% de caer en el desempleo mientras que la misma se reducía al 2.6% para los trabajadores de mayor salario.

Figura III.1
Probabilidad de quedar desempleado por quintil salarial

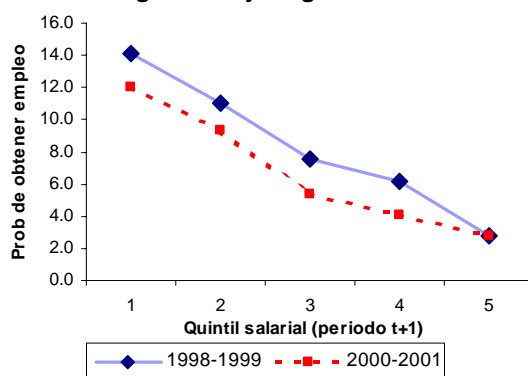


⁵ El salario es computado como el ingreso laboral horario de la ocupación principal, excluyendo horas extras.

⁶ Por ejemplo, en la tabla III.1 el elemento a_{15} , muestra que sólo el 2.3% de los trabajadores pertenecientes al primer quintil en octubre de 1998 se encontraban en el quintil superior en octubre de 1999

La figura III.1, construida usando las tablas III.1 y III.3, muestra la probabilidad de caer en el desempleo comparando los intervalos 1998-1999 y 2000-2001. Las líneas decrecientes indican el fenómeno descrito en el párrafo previo, trabajadores de mayor salarios tienen menor probabilidad de caer en el desempleo. El panel 2000-2001 corresponde al momento de mayor inestabilidad política y económica de la crisis.⁷ Laboralmente, esto se tradujo en que la probabilidad de caer al desempleo se vio incrementada para todos los trabajadores; sin embargo, el impacto parece ser mayor en trabajadores de baja remuneración contenidos en el quintil 1 y 2.

Figura III.2
Probabilidad de conseguir trabajo según remuneración del empleo



La figura III.1 muestra sólo una cara de dinámica ocupacional, que es la probabilidad de salida, su contraparte es la probabilidad de entrada. Esto último es mostrado en la figura III.2. El eje vertical indica la probabilidad conseguir trabajo con un salario correspondiente al quintil indicado en el eje horizontal (condicional a haber estado desempleado en el período previo). Por ejemplo, en el período 1998-1999, la probabilidad de que un desocupado consiga trabajo de baja remuneración (correspondiente al primer quintil) era del 14% mientras que esta probabilidad se reduce a sólo 3% para empleos de altos ingresos (del quintil 5)

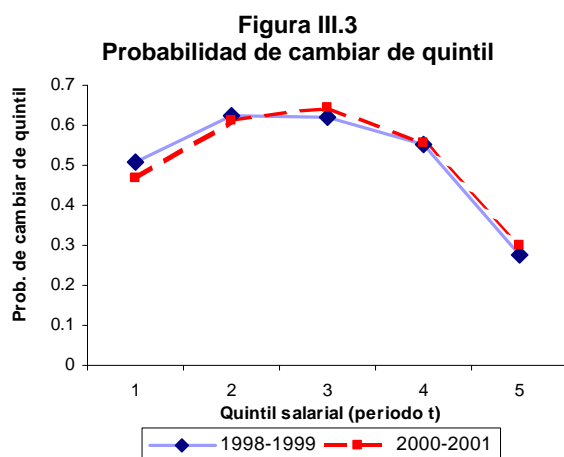
Al igual que la figura III.1, la figura III.2 muestra la severidad de la crisis durante el período 2000-2001. Para este intervalo, la probabilidad de conseguir empleo cayó respecto al período 1998-1999 aunque, contrariamente al caso previo, el efecto parece ser similar para todos los trabajadores.

Un fenómeno que claramente se puede inferir de las figuras III.1 y III.2 es el hecho que trabajadores de baja remuneración presentan altas rotaciones empleo-desempleo. Nótese que hay un fuerte proceso de intercambio de personas que se mueven de empleos de baja remuneración al desempleo (figura III.1) y del desempleo a empleos de baja remuneración (figura III.2) Un panorama diferente concierne a empleos altamente remunerados. Estos puestos son difíciles de obtener (figura III.2) pero una vez alcanzados la probabilidad de quedar desempleado tiende a ser muy baja (figura III.1)

Hasta este momento se ha relacionado la dinámica ocupacional con la distribución de salarios pero nada se ha dicho de la dinámica salarial. Es decir, de las fluctuaciones de ingresos laborales horarios en el tiempo. La figura III.3 se construye nuevamente a partir de las tablas III.1 y III.3. En esta se muestra la probabilidad de cambiar de quintil salarial condicional a permanecer empleado de un año a otro. Se puede observar, que durante el período de mayor intensidad de la crisis (2000-2001) no se alteraron los patrones de movilidad salarial. La forma de U-invertida está explicada en gran medida por el truncamiento de los quintiles 1 y 5. Un fuerte incremento salarial movería de su quintil a un

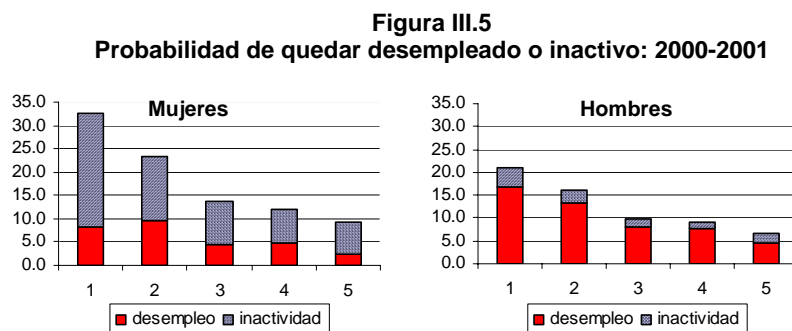
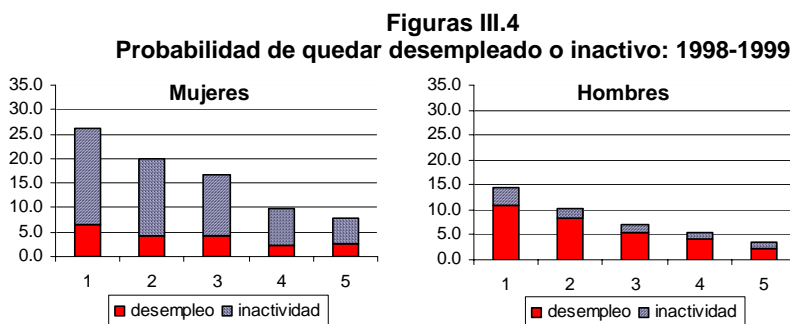
⁷ Recuérdese que las observaciones corresponden a octubre de cada año por lo tanto el panel 2000-2001 corresponde en su mayoría al año 2001.

trabajador de ingresos medios pero no a uno de altos ingreso por encontrarse en el estrato superior (quintil 5)

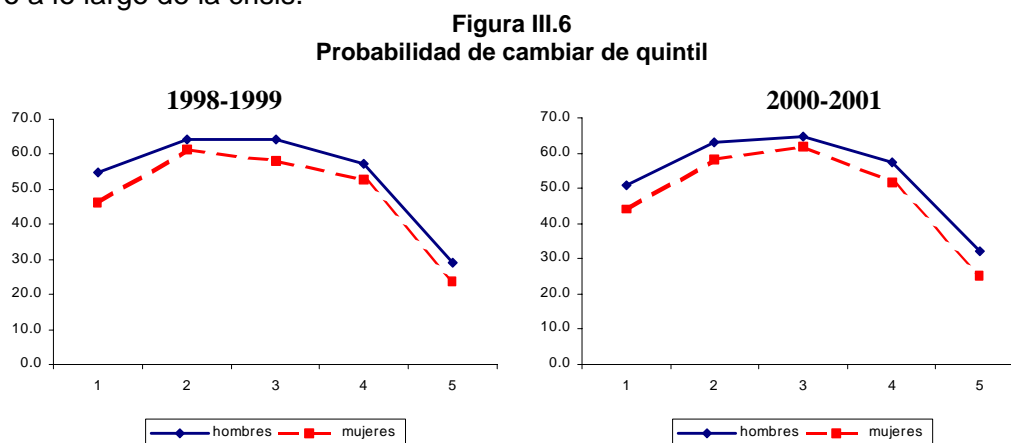


Las matrices mostradas en las tablas III.1 a III.4 contienen individuos altamente heterogéneos (recuérdese que incluyen a toda la población entre 16 y 64 años). Particularmente, se encuentran mezcladas las poblaciones masculina y femenina. Éstas pueden tener diferentes comportamientos en el mercado laboral dado que el rol de la mujer en la sociedad y en el hogar no es idéntico al del hombre. Las tablas III.5 a III.8, contenidas en el apéndice estadístico, muestran matrices de transición sólo para la población masculina entre 25 y 55 años, mientras que las tablas III.9 a III.12 lo hacen para mujeres en igual rango de edad. La restricción etarea, respecto a las matrices ya mostradas, también es realizada para ganar homogeneidad. El rango de 25 a 55 años se considera edad central de trabajar, en el cual la mayoría de las personas pasaron la transición estudio-trabajo (para las que desean trabajar) y aún no iniciaron su retiro.

Las figuras III.4 y III.5, construidas con las tablas III.5, III.7, III.9 y III.11 (columnas desempleo e inactividad), muestran las diferencias más notorias que existen entre hombres y mujeres. Los hombres tienden a salir menos de la condición de ocupado y cuando lo hacen pasan al desempleo, es decir, a la búsqueda activa de otro trabajo. Por su parte, las mujeres salen más frecuentemente de la ocupación y en general lo hacen hacia la inactividad.



La figura III.6 es similar a la figura III.3, en esta se puede observar que los salarios de las mujeres son levemente menos móviles que los de los hombres y que este patrón se mantuvo a lo largo de la crisis.



IV. Dinámica ocupacional y características del trabajador

En la sección previa se vio claramente que los mayores niveles de rotación empleos-desempleo se dan entre trabajadores de baja remuneración, sin embargo no se indagó sobre los posibles determinantes de este fenómeno. La relación entre nivel salarial e inestabilidad ocupacional puede existir por el hecho que ciertas características del trabajador tengan impacto sobre ambos fenómenos en forma simultánea. Por ejemplo, aquellos trabajadores que realizan un esfuerzo mayor en sus horas de trabajo pueden ser los más propensos a ser ascendidos y por lo tanto a obtener mejores remuneraciones. Así mismo, al momento de despedir un trabajador los patrones preferirán quedarse con los empleados más esforzados y despedir a los más holgazanes.

Muchas de las características de los trabajadores son no observables, como el esfuerzo en el ejemplo previo, pero sí lo son otras características como la experiencia y el nivel de educación. En esta sección se estudia con mayor detenimiento la movilidad ocupacional indagando sobre sus posibles determinantes.

Las tablas IV.1 y IV.2 muestran la probabilidad de que trabajadores hombres caigan en el desempleo. Éstos son agrupados según nivel educativo y rango etéreo respectivamente. Puede observarse que mientras mayor sea el nivel educativo, menor es la probabilidad de caer en el desempleo. Esta relación decreciente es estrictamente monótona para los cuatro paneles de estudio. Para todos los niveles educativos se observa que desde 1998 hasta el 2000/2001, el riesgo de desempleo se incrementó. Posteriormente al 2001 los niveles de riesgo parecen haberse estabilizado.

Tabla IV.1
Probabilidad de moverse del trabajo al desempleo
Hombres según nivel educativo

Panel	primaria		secundaria		superior		total
	incomp	compl	incomp	compl	incomp	compl	
1998-1999	10.0	8.9	8.3	5.2	4.8	2.5	7.2
1999-2000	14.0	10.7	10.6	6.4	6.2	1.5	8.8
2000-2001	17.1	12.7	12.3	8.7	7.2	3.4	10.7
2001-2002	16.6	11.2	12.6	8.1	8.1	4.4	10.4

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla IV.2
Probabilidad de moverse del trabajo al desempleo
Hombres según edad

Panel	rango de edad					total
	16-25	26-35	36-45	46-55	56-65	
1998-1999	13.8	5.8	5.6	5.3	6.7	7.1
1999-2000	16.6	7.3	6.9	6.8	9.1	8.8
2000-2001	19.4	9.9	8.7	8.3	7.7	10.7
2001-2002	19.8	9.0	8.3	9.6	6.5	10.4

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Respecto a los grupos etáreos, en la tabla IV.2 puede verse que los jóvenes entre 16 y 25 años presentan patrones claramente diferentes del resto. Para éstos, la probabilidad de quedar desempleados es el doble que para el resto de los trabajadores. Una explicación de este fenómeno es que muchos de estos individuos están insertándose al trabajo y aún no se ha producido un correcto apareamiento o “matching” entre el trabajador y el empleo. En otras palabras, el trabajador no se siente conforme con el tipo de trabajo y por ende lo deja para conseguir otro, o bien, el patrón se da cuenta que el trabajador no es adecuado para el tipo de trabajo solicitado y lo despide.

No se descartan otros fenómenos que expliquen el elevado riesgo de desempleo de los más jóvenes. Por ejemplo, puede resultar más barato despedirlos ya sea por una menor indemnización en caso de trabajadores registrados o bien por ausencia de indemnización en caso de trabajadores no registrados (esto último es cierto siempre que los más jóvenes tiendan a estar registrados en una menor proporción) También resulta factible que los trabajadores de mayor edad tengan una mayor productividad por la experiencia y por lo tanto su despido genere un costo mayor.

La contracara de pasar del empleo al desempleo está reflejada en las tablas IV.3 y IV.4. En éstas se muestra la probabilidad de conseguir trabajo habiendo estado desempleado en el período anterior. Al comparar las tablas IV.1 y IV.3, no debe sorprender el hecho que la probabilidad de conseguir empleo sea muy superior a la probabilidad de quedar desempleado (alrededor de 7 veces superior), aún en contextos de tasa de desempleo creciente. La probabilidad de conseguir trabajo es calculada sobre el grupo de desempleados mientras que la probabilidad de perderlo se calcula sobre el grupo de empleados, por ende el denominador de los cocientes es completamente diferente⁸.

Tabla IV.3
Probabilidad de moverse del desempleo al trabajo
Hombres según nivel educativo

Panel	primaria		secundaria		superior		total
	incomp	compl	incomp	compl	incomp	compl	
1998-1999	73.8	67.0	59.2	61.7	55.3	50.0	63.4
1999-2000	60.2	63.5	61.7	68.1	50.0	62.5	62.1
2000-2001	51.4	54.3	52.0	52.1	46.0	50.0	52.2
2001-2002	67.2	57.7	54.3	59.0	58.1	68.6	58.7

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

⁸ Un ejemplo sencillo es el siguiente: Supóngase que en el año “t” la población empleada era de 85 personas y la desempleada era de 15. Además, del año “t” al año “t+1” 10 desempleados obtuvieron trabajo y 10 empleados lo perdieron. Entonces, la probabilidad de perder empleo del año “t” al año “t+1” era de 10/85(11%) mientras que la probabilidad de conseguir empleo era de 10/15 (66%). Naturalmente la tasa de desempleo en ambos períodos se mantuvo en el 15%.

Tabla IV.4
Probabilidad de moverse del desempleo al trabajo
Hombres según edad

Panel	rango de edad					total
	16-25	26-35	36-45	46-55	56-65	
1998-1999	59.0	63.4	70.7	68.4	61.8	63.4
1999-2000	59.7	58.7	73.1	61.8	59.4	62.1
2000-2001	50.8	54.4	58.7	48.6	45.0	52.1
2001-2002	57.2	62.6	60.4	56.8	53.9	58.7

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

En el período 1998-1999 los datos sugieren que las personas de menor educación presentaban mayores posibilidades de conseguir empleo, posiblemente por estar más ligadas al mercado laboral informal. Sin embargo, desde 1999 en adelante no parecen existir patrones claros con respecto a la educación del trabajador. Lo que sí puede notarse es que para el intervalo 2000-2001 las posibilidades de conseguir trabajo mermaron para todos.

En la tabla IV.4 puede verse que la probabilidad de conseguir empleo tiende a ser en forma de U-invertida a lo largo del ciclo de vida. Nótese que los más jóvenes son quienes presentan menor probabilidad de conseguir empleo, luego esta probabilidad aumenta hasta la mediana edad y finalmente muestra un decaimiento para las personas mayores a 55 años.

Las tablas IV.5 a IV.8 son similares a las ya mostradas tablas IV.1 a IV.4. Ahora, el grupo estudiado son las mujeres y la dinámica ocupacional en lugar de mostrar los movimientos del empleo a la desocupación, muestran los movimientos del empleo al no-empleo (el no-empleo contiene a los estados de desocupación e inactividad) El fundamento por el cual se estudia por separado a las mujeres y se analiza un concepto diferente de movilidad ocupacional se explicó en la sección III (ver figuras III.4 y III.5 y sus explicaciones).

Tabla IV.5
Probabilidad de moverse del trabajo al no-trabajo
Mujeres según nivel educativo

Panel	primaria		secundaria		superior		total
	incomp	compl	incomp	compl	incomp	compl	
1998-1999	26.0	25.6	24.8	17.4	17.5	5.7	18.5
1999-2000	30.2	27.3	26.6	17.7	21.4	6.8	20.3
2000-2001	35.1	24.7	26.7	17.2	20.5	6.8	19.6
2001-2002	28.1	24.1	24.9	17.9	24.8	6.9	19.3

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla IV.6
Probabilidad de moverse del trabajo al no-trabajo
Mujeres según edad

	rango de edad					total
	16-25	26-35	36-45	46-55	56-65	
1998-1999	30.2	15.8	14.3	14.4	28.7	18.4
1999-2000	32.8	19.2	15.8	15.9	27.0	20.3
2000-2001	32.5	18.1	14.4	16.3	26.1	19.6
2001-2002	33.1	18.3	14.3	16.6	22.2	19.2

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

En la tabla IV.5 puede verse que la probabilidad de dejar de trabajar está inversamente relacionada con la educación, siendo las mujeres profesionales el grupo que se diferencia del resto. La tabla IV.6 muestra que las mujeres más jóvenes junto con las de mayor edad son aquellas que más tienden a pasar del empleo al no-empleo.

Las mujeres profesionales también tienden a diferenciarse del resto en cuanto a la probabilidad de incorporarse al trabajo. Esto puede verse con claridad en la tabla IV.6.

Tabla IV.7
Probabilidad de moverse del no-trabajo al trabajo
Mujeres según nivel educativo

Panel	primaria		secundaria		superior		total
	incomp	compl	incomp	compl	incomp	compl	
1998-1999	8.6	13.3	13.5	16.2	15.0	32.0	14.1
1999-2000	13.9	14.2	14.0	17.9	13.8	30.6	15.3
2000-2001	10.4	12.8	11.0	15.3	15.5	29.9	13.6
2001-2002	16.8	20.7	17.9	20.0	13.6	29.7	18.6

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla IV.8
Probabilidad de moverse del no-trabajo al trabajo
Mujeres según edad

	rango de edad					total
	16-25	26-35	36-45	46-55	56-65	
1998-1999	15.0	18.1	16.1	12.6	7.8	14.3
1999-2000	14.5	18.9	17.4	18.2	8.8	15.5
2000-2001	13.1	16.8	15.9	15.3	8.1	13.8
2001-2002	15.9	30.4	23.2	16.9	7.4	18.8

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Las tablas IV.7 y IV.8 muestran las probabilidades de que una mujer comience a trabajar dependiendo de su educación y edad. Las mujeres con educación superior completa muestran, nuevamente, patrones diferenciados. La probabilidad de que éstas comiencen a trabajar duplica a la del resto. En cuanto a la edad, naturalmente muchas de las mujeres con más de 56 se encuentran retiradas del mercado laboral y por ende las tasas para este grupo son sustancialmente menores.

Las estadísticas descriptivas mostradas hasta este momento han sugerido una serie de tendencias en la dinámica ocupacional. A los fines de verificar que estas regularidades sean reales y no aparentes, se computan una serie de modelos probit. La estimación de estos modelos presenta algunas ventajas. En primer lugar, es posible corroborar de una manera simple la significatividad estadística de las tendencias. En segundo lugar, permite aislar efectos y evitar razonamientos incorrectos. Por ejemplo, al ver que los jóvenes presentan mayor inestabilidad laboral, se tendría a pensar que la causa es la falta de experiencia. Sin embargo, es posible que la edad no tenga efecto alguno sino que la inestabilidad de este grupo etéreo se deba a los menores niveles de educación.

Por motivos ya expuestos se computan por separado las regresiones para hombres y mujeres. La tabla IV.9 muestra las estimaciones de modelos probit para hombres entre 16 y 65 años en los cuatro paneles de estudio. La variable dependiente, en este caso, toma el valor 1 (uno) si la persona trabajó en el año base del panel y estuvo desempleada en el año fin, y toma el valor 0 (cero) si la persona estuvo empleada tanto en el año base como en el año fin. Se incluyeron tres grupos de regresores, el primero contiene dummies de nivel educativo siguiendo la misma clasificación que en las estadísticas descriptivas, el segundo grupo contiene dummies por grupos etéreos y el último grupo controla por diferencias regionales⁹. El grupo base u omitido son los hombres entre 35 y 46 años con primaria incompleta y residencia en el área del Gran Buenos Aires.

⁹ Los aglomerados fueron clasificados en 6 regiones siguiendo el criterio del INDEC: Gran Buenos Aires, Pampa, Cuyo, Noreste argentino, Noreste argentino y Patagonia.

Tabla IV.9
Probabilidad de moverse del empleo al desempleo
Modelo probit para hombres entre 16 y 64 años

	1998-1999	1999-2000	2000-2001	2001-2002
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
primaria compl	-0.11 [1.34]	-0.206 [2.55]**	-0.262 [3.27]***	-0.291 [3.58]***
secund. incom	-0.213 [2.46]**	-0.267 [3.15]***	-0.342 [4.05]***	-0.271 [3.18]***
secund. compl	-0.404 [4.34]***	-0.513 [5.62]***	-0.512 [5.84]***	-0.499 [5.55]***
superior incom	-0.474 [4.14]***	-0.551 [5.02]***	-0.671 [6.24]***	-0.533 [4.93]***
superior compl	-0.642 [4.92]***	-1.068 [6.85]***	-0.891 [7.25]***	-0.735 [6.26]***
edad 16 a 25	0.493 [7.16]***	0.498 [7.04]***	0.489 [7.24]***	0.535 [7.43]***
edad 26 a 35	0.049 [0.69]	0.051 [0.72]	0.101 [1.51]	0.085 [1.23]
edad 46 a 55	-0.049 [0.64]	-0.048 [0.63]	-0.087 [1.20]	0.057 [0.79]
edad 56 a 65	0.029 [0.29]	0.071 [0.74]	-0.161 [1.62]	-0.182 [1.77]*
regiones	sí	sí	sí	sí
Constant	-1.269 [12.60]***	-1.103 [11.12]***	-0.842 [8.84]***	-0.873 [7.58]***
Observations	6375	5739	5440	5175

Absolute value of z statistics in brackets

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

En la tabla IV.9 puede verse que el nivel de instrucción del trabajador es altamente explicativo de la probabilidad de quedar desempleado. Nótese que el nivel de significancia es menor al 1% en la mayoría de los casos. Respecto a la edad del trabajador, sólo los jóvenes entre 16 y 25 años presentan patrones diferenciados. Para éstos la probabilidad de caer en el desempleo duplica a la de los trabajadores en edad central.

La tabla IV.10 muestra un conjunto de regresiones para las cuales las variables independientes son idénticas a las incluidas en la tabla VI.9. Ahora, la variable dependiente toma el valor 1(uno) si en el año base el trabajador estaba desempleado y en el año fin estaba ocupado, y toma el valor 0(cero) si tanto en el año base como en el fin el trabajador permaneció desempleado.

Contrariamente a la tabla IV.9 en la tabla IV.10 no parece existir una relación tan clara y sistemática entre las variables independientes y la probabilidad de conseguir empleo. Al parecer, para el período 1998-1999 sólo los más jóvenes y/o profesionales tenían menos probabilidades de encontrar trabajo. Al llegar al período más profundo de la crisis 2000-2001 la dificultad para conseguir empleo se generaliza independientemente de la edad y el nivel educativo del trabajador (nótese que para el período 2000-2001 ningún coeficiente es significativamente distinto de cero) Para el período 2001-2002 los menos educados muestran menor probabilidad de conseguir empleo.

Tabla IV.10
Probabilidad de moverse del desempleo al empleo
Modelo probit para hombres entre 16 y 64 años

	1998-1999	1999-2000	2000-2001	2001-2002
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
primaria compl	-0.084 [0.49]	0.282 [1.70]*	0.065 [0.46]	-0.384 [2.75]***
secund. incom	-0.058 [0.32]	0.257 [1.49]	-0.024 [0.15]	-0.351 [2.33]**
secund. compl	-0.253 [1.31]	0.263 [1.35]	0.06 [0.37]	-0.334 [2.05]**
superior incom	-0.101 [0.41]	0.049 [0.23]	0.059 [0.29]	-0.223 [1.06]
superior compl	-0.78 [2.01]**	0.217 [0.74]	-0.285 [0.81]	0.074 [0.25]
edad 16 a 25	-0.454 [2.67]***	-0.328 [2.28]**	-0.177 [1.31]	-0.063 [0.50]
edad 26 a 35	-0.441 [2.37]**	-0.342 [2.11]**	0.001 [0.00]	-0.06 [0.45]
edad 46 a 55	-0.246 [1.21]	-0.27 [1.58]	-0.193 [1.25]	-0.199 [1.38]
edad 56 a 65	-0.348 [1.46]	-0.246 [1.18]	-0.186 [0.92]	-0.252 [1.46]
regiones	sí	sí	sí	sí
Constant	0.865 [3.78]***	0.218 [1.06]	0.13 [0.71]	0.47 [2.44]**
Observations	647	708	752	891

Absolute value of z statistics in brackets

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Con respecto a las mujeres, la tabla IV.11 muestra regresiones similares a las contenidas en la tabla IV.9. Ahora, se incluyen sólo a las mujeres y la variable dependiente toma el valor 1(uno) si la mujer estaba empleada en el año base y, desempleada o inactiva en el año fin, mientras que toma el valor 0(cero) si la mujer no trabajaba en el año base ni en el año fin.

Tabla IV.11
Probabilidad de moverse del trabajo al no-trabajo
Modelo probit para mujeres entre 16 y 64 años

	1998-1999	1999-2000	2000-2001	2001-2002
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
primaria compl	-0.047 [0.53]	-0.105 [1.25]	-0.317 [3.47]***	-0.139 [1.46]
secund. incom	-0.113 [1.21]	-0.218 [2.43]**	-0.331 [3.39]***	-0.191 [1.87]*
secund. compl	-0.351 [3.79]***	-0.474 [5.37]***	-0.631 [6.66]***	-0.394 [4.02]***
superior incom	-0.426 [4.03]***	-0.442 [4.46]***	-0.599 [5.67]***	-0.225 [2.06]**
superior compl	-0.942 [9.21]***	-0.993 [10.22]***	-1.119 [10.87]***	-0.908 [8.60]***
edad 16 a 25	0.525 [7.56]***	0.535 [7.56]***	0.591 [8.09]***	0.576 [7.65]***
edad 26 a 35	0.115 [1.76]*	0.184 [2.82]***	0.195 [2.89]***	0.213 [3.09]***
edad 46 a 55	-0.047 [0.65]	-0.061 [0.86]	0.009 [0.13]	0.08 [1.12]
edad 56 a 65	0.356 [3.92]***	0.239 [2.56]**	0.255 [2.76]***	0.189 [1.99]**
regiones	sí	sí	sí	sí
Constant	-0.878 [8.37]***	-0.652 [6.60]***	-0.496 [4.64]***	-0.82 [6.40]***
Observations	4254	4047	3887	3740

Absolute value of z statistics in brackets

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

El nivel educativo de la mujer está inversamente relacionado con la probabilidad de dejar de trabajar. Se puede ver que en este sentido las mujeres profesionales se encuentran claramente diferenciadas del resto. Dado que dejar de trabajar no sólo implica quedar desempleada sino también salir voluntariamente del trabajo a la inactividad, para las mujeres profesionales la inactividad posiblemente implique un costo de oportunidad demasiado alto.

En cuanto a la edad, sólo las mujeres más jóvenes y las de mayor edad muestran probabilidades mayores de dejar de trabajar. Las causas en estos grupos son muy diferentes. Mientras que muchas de las trabajadoras de mayor edad están iniciando su retiro, las más jóvenes se encuentran insertándose al trabajo y posiblemente formando familia.

Finalmente en la tabla IV.12 se muestra la probabilidad de las mujeres de obtener trabajo. La variable dependiente toma el valor 1(uno) si la mujer estaba desocupada o inactiva en el año base y consiguió trabajo en el año fin, mientras que toma el valor 0(cero) si la mujer no trabajaba en el año base ni en año fin. El nivel educativo parece incrementar la probabilidad de conseguir empleo, sin embargo, esta relación no es del todo evidente.

Tabla IV.12
Probabilidad de moverse del no-trabajo al trabajo
Modelo probit para mujeres entre 16 y 64 años

	1998-1999	1999-2000	2000-2001	2001-2002
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
primaria compl	0.175 [2.39]**	0.042 [0.57]	0.133 [1.66]*	0.071 [0.97]
secund. incom	0.091 [1.20]	-0.029 [0.38]	0.026 [0.31]	-0.098 [1.30]
secund. compl	0.244 [2.99]***	0.117 [1.45]	0.198 [2.28]**	0.02 [0.25]
superior incom	0.26 [3.02]***	0.11 [1.27]	0.373 [4.09]***	-0.176 [2.07]**
superior compl	0.549 [4.72]***	0.365 [3.07]***	0.411 [3.35]***	0.111 [0.93]
edad 16 a 25	0.016 [0.27]	-0.095 [1.50]	-0.143 [2.14]**	-0.123 [2.00]**
edad 26 a 35	0.072 [1.12]	0.038 [0.56]	-0.054 [0.75]	0.208 [3.31]***
edad 46 a 55	-0.142 [2.01]**	-0.015 [0.21]	-0.071 [0.96]	-0.272 [3.93]***
edad 56 a 65	-0.406 [5.27]***	-0.498 [6.16]***	-0.45 [5.34]***	-0.772 [9.32]***
regiones	sí	sí	sí	sí
Constant	-1.081 [12.24]***	-0.895 [9.99]***	-1.118 [11.54]***	-0.683 [6.59]***
Observations	6244	5619	5441	5613

Absolute value of z statistics in brackets

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

V. Dinámica salarial y características del trabajador

En esta sección se estudia en particular la volatilidad salarial. Ésta constituye un tipo de inestabilidad laboral que afecta a aquellos trabajadores que si bien no pierden el empleo, sus ingresos futuros presentan algún grado de incertidumbre. Posiblemente los más propensos a sufrir este tipo de inestabilidad sean los cuentapropistas, trabajadores a comisión, etc. y los menos propensos sean los trabajadores a sueldo fijo.

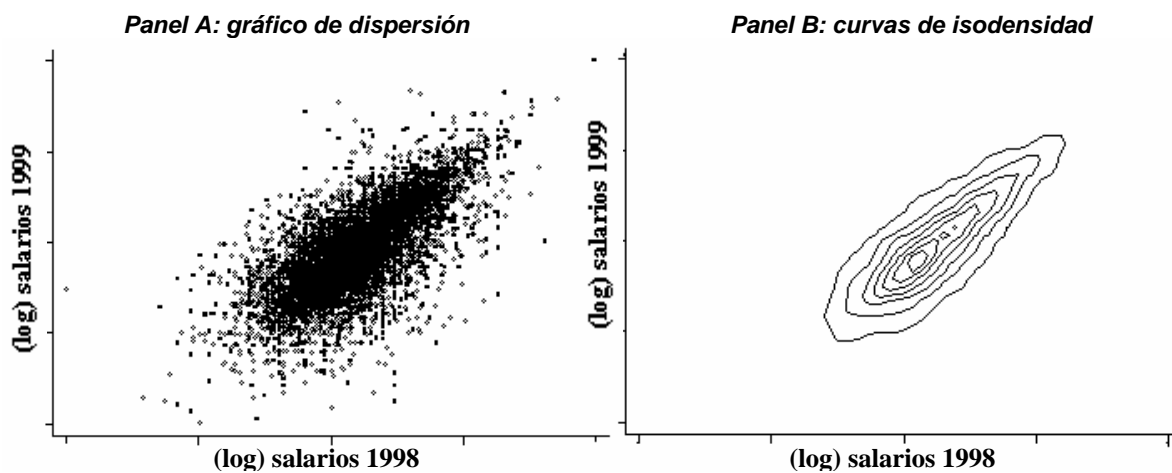
La forma de medir la movilidad salarial no es tan simple y directa como lo es la movilidad ocupacional. Una forma común de hacerlo es transformando las distribuciones continuas en discretas. Nótese que esto es lo que se hizo en la sección III, la distribución continua de salario se la transformó en una distribución discreta con 5 estados (uno por cada quintil) Si bien esta forma de trabajar resulta práctica, como lo fue en la sección III, es en muchos casos inadecuada. Por ejemplo, en la figura III.3, la probabilidad de cambiar de quintil de los trabajadores del quintil 5 no es comparable con la de los trabajadores del quintil 3. Fuertes incrementos del salario moverían de su quintil a un trabajador de ingresos medios pero no a un trabajador del quintil 5 por encontrarse en el estrato superior.

En la literatura referida a movilidad de ingresos se puede encontrar una gran cantidad de indicadores. En este trabajo se utiliza uno de ellos y, adicionalmente, se propone y ejecuta una forma de descomponerlo.

Índice de estabilidad salarial

Como se mencionó previamente, la forma de medir la movilidad de ingresos no es única. Sin embargo, la mayoría de los indicadores trabajan directa o indirectamente con la distribución conjunta de ingresos entre dos períodos.

Figura V.1
Distribución conjunta de salarios 1998-1999



El panel A de la figura V.1 corresponde al gráfico de dispersión de la función de distribución conjunta. En el eje horizontal se mide el logaritmo del salario en el período 1998 y en eje vertical se mide dicha magnitud para el año 1999. Los puntos corresponden a los trabajadores con salario positivo en ambos períodos. El panel B muestra las curvas de isodensidad estimadas de manera no paramétrica.¹⁰

Un índice de movilidad de ingresos comúnmente usado es el siguiente¹¹:

$$I_m = 1 - corr(\ln(w_{t+1}), \ln(w_t))$$

En palabras, éste índice se computa como 1(uno) menos la correlación de los logaritmos de ingresos en dos momentos en el tiempo. Por ende, su complemento mide el grado de estabilidad de ingresos.

$$I_e = 1 - I_m = corr(\ln(w_{t+1}), \ln(w_t)) \quad (1)$$

Este indicador de estabilidad mide el grado de asociación lineal que existe en la nube de puntos de la figura V.1. Intuitivamente, si de un período a otro los salarios de todos los trabajadores se mantienen inalterados entonces la estabilidad salarial es plena y el índice de estabilidad marcaría 1(uno), su valor máximo. Si por el contrario, el nivel salarial del período t no ayuda a predecir el salario del período siguiente, entonces los trabajadores enfrentan una inestabilidad salarial plena y el índice de estabilidad marcaría 0(cero)¹².

¹⁰ Las estimaciones de isodensidades fueron calculadas usando kernel normal bivariado. Ver Pagan, A y Ullah, A (1999)

¹¹ Para más detalle ver Fields (2001)

¹² Desde un punto de vista teórico existe la posibilidad que el índice de estabilidad arroje valores negativos. En éstos casos se dice que existe reversión. En la práctica, éstos casos no se presentan.

Las tablas V.1 a V.3 muestran el grado de estabilidad salarial según nivel educativo, edad y sexo computando el índice de la ecuación (1). Se puede observar que las personas de menor educación muestran una menor estabilidad de ingresos, siendo esto cierto para los cuatro paneles de estudio. En cuanto a la edad del trabajador, la tendencia muestra que los salarios de lo más jóvenes tienden a ser más inestables. Posiblemente la regularidad más notoria se encuentre en la tabla V.3, las mujeres muestran marcadamente mayor estabilidad salarial que los hombres.

Tabla V.1
Índice de estabilidad salarial por nivel educativo
Población entre 16 y 64 años

Panel	primaria		secundaria		superior		total
	incomp	compl	incomp	compl	incomp	compl	
1998-1999	0.499	0.564	0.645	0.692	0.701	0.662	0.715
1999-2000	0.572	0.543	0.646	0.700	0.710	0.674	0.713
2000-2001	0.540	0.589	0.607	0.711	0.677	0.687	0.717
2001-2002	0.546	0.489	0.601	0.671	0.664	0.683	0.694

Tabla V.2
Índice de estabilidad salarial por grupo de edad
Población entre 16 y 64 años

Panel	rango de edad					total
	16-25	26-35	36-45	46-55	56-65	
1998-1999	0.499	0.564	0.645	0.692	0.701	0.715
1999-2000	0.572	0.543	0.646	0.700	0.710	0.713
2000-2001	0.540	0.589	0.607	0.711	0.677	0.717
2001-2002	0.546	0.489	0.601	0.671	0.664	0.694

Tabla V.3
Índice de estabilidad salarial por sexo
Población entre 16 y 64 años

sexo		total
mujer	hombre	
0.695	0.564	0.715
0.695	0.543	0.713
0.702	0.589	0.717
0.671	0.489	0.694

Las tablas V.4 y V.5 son similares a las tablas V.1 y V.2 sólo que se encuentran restringidas a hombres entre 25 y 55 años. Por otra parte las tablas V.6 y V.7 contienen sólo a mujeres entre 25 y 55 años. Como puede verse, las tendencias son similares para hombres y mujeres, aunque en todos los casos la estabilidad salarial femenina es mayor a la masculina.

Tabla V.4
Índice de estabilidad salarial por nivel educativo
Hombres entre 25 y 55 años

Panel	primaria		secundaria		superior		total
	incomp	compl	incomp	compl	incomp	compl	
1998-1999	0.424	0.555	0.658	0.671	0.743	0.650	0.709
1999-2000	0.506	0.535	0.632	0.701	0.678	0.648	0.696
2000-2001	0.576	0.538	0.610	0.686	0.683	0.707	0.703
2001-2002	0.449	0.490	0.593	0.662	0.702	0.709	0.678

Tabla V.5
Índice de estabilidad salarial por grupo de edad
Hombres entre 25 y 55 años

Panel	rango de edad			total
	26-35	36-45	46-55	
1998-1999	0.682	0.710	0.726	0.709
1999-2000	0.665	0.720	0.688	0.696
2000-2001	0.668	0.740	0.682	0.703
2001-2002	0.663	0.668	0.693	0.678

Índice de estabilidad salarial por nivel educativo
Mujeres entre 25 y 55 años

Panel	primaria		secundaria		superior		total
	incomp	compl	incomp	compl	incomp	compl	
1998-1999	0.566	0.562	0.647	0.703	0.731	0.657	0.743
1999-2000	0.611	0.533	0.625	0.700	0.745	0.680	0.742
2000-2001	0.621	0.617	0.618	0.744	0.680	0.641	0.754
2001-2002	0.694	0.507	0.594	0.675	0.504	0.640	0.727

Tabla V.7
Índice de estabilidad salarial por grupo de edad
Mujeres entre 25 y 55 años

Panel	rango de edad			total
	26-35	36-45	46-55	
1998-1999	0.739	0.762	0.718	0.746
1999-2000	0.741	0.730	0.759	0.741
2000-2001	0.713	0.790	0.741	0.739
2001-2002	0.669	0.751	0.748	0.727

Descomposición del índice de estabilidad

A continuación se propone e implementa una manera de descomponer el índice de estabilidad salarial mediante un esquema de regresiones. Se pretende, de esta manera, ahondar sobre los determinantes de la estabilidad salarial.

Nótese en primer lugar que el índice de estabilidad salarial de la ecuación (1) puede ser obtenido estimando la siguiente ecuación.

$$\ln(w_{t+1}) = \alpha + \phi \ln(w_t) + u \quad (2)$$

La estimación por MCO del parámetro phi es aproximadamente el índice de estabilidad. Esto se muestra a continuación.

$$\phi = \frac{\text{cov}(\ln(w_{t+1}), \ln(w_t))}{\text{var}(\ln(w_t))} \quad (3)$$

$$I_e = \frac{\text{cov}(\ln(w_{t+1}), \ln(w_t))}{\sqrt{\text{var}(\ln(w_{t+1})) \text{var}(\ln(w_t))}} \quad (4)$$

$$I_e = \phi \sqrt{\frac{\text{var}(\ln(w_t))}{\text{var}(\ln(w_{t+1}))}} \quad (5)$$

La ecuación (3) muestra la estimación de ϕ mediante MCO. La ecuación (4) simplemente rescribe de una manera conveniente el índice de estabilidad. Finalmente, la ecuación (5) muestra la relación entre el índice de estabilidad y el parámetro ϕ de la ecuación (2). De esta última puede verse claramente que cuando la dispersión de salarios no muestra cambios importantes de un período a otro, entonces el parámetro ϕ es aproximadamente igual al índice de estabilidad¹³.

La posibilidad de estimar el índice de estabilidad mediante un esquema de regresiones como el de la ecuación (2), abre las puertas para su descomposición. El procedimiento es el siguiente.

Dada la ecuación de salarios tipo Mincer

$$\ln(w_t) = X\beta_t + u_t \quad (6)$$

La variable dependiente es el logaritmo de salarios en el período t. En el lado derecho de la igualdad, X es una matriz de dimensión nxk donde n es la cantidad de observaciones y k es la cantidad de variables independientes e invariantes en el tiempo. Beta es un vector de parámetros de dimensión k. El último término denotado con la letra u, los residuos, contienen a todos aquellos factores determinantes de los salarios que no están contenidos en la matriz X.

Si el vector u_t es ortogonal a las columnas de X entonces las estimaciones mediante MCO de beta y u_t resultan consistentes.

Usando los residuos de la ecuación (6) se puede estimar la siguiente ecuación en el período t+1

$$\ln(w_{t+1}) = X\beta_{t+1} + u_t\delta + \varepsilon_{t+1} \quad (7)$$

La ecuación (7) para el período t+1 es similar a la ecuación (6) para el período t sólo que incorpora entre los regresores a los residuos de la ecuación (6). El parámetro δ es el índice de estabilidad salarial por factores distintos a los contenidos en la matriz X.

Supóngase el siguiente caso hipotético. En primer lugar se asume que los hombres presentan mayores salarios promedios que las mujeres de manera persistente en el tiempo. Además, dentro del grupo de hombres, la estabilidad salarial es nula (esto significa que si calculáramos el índice de estabilidad sólo para este grupo el mismo daría 0(cero)). Para el grupo de mujeres, la estabilidad también es nula.

Con las condiciones asumidas en el párrafo previo, si se computase la ecuación (2) incluyendo tanto a hombres como a mujeres, entonces la estimación de ϕ sería positiva y significativa. La causa de ello sería sólo la persistente brecha salarial entre hombres y mujeres. Nótese que los individuos con salarios relativamente altos en período t (los hombres) tienden a ser aquellos con salarios relativamente altos en t+1 (nuevamente los hombres, ya que la brecha salarial se mantiene) Si por el contrario se estimase la ecuación (6) poniendo como variable independiente una dummy de sexo y luego se computase la ecuación (7) nuevamente incluyendo una dummy de sexo y a los residuos de la ecuación (6)

¹³ Posteriormente se verá en la práctica que el parámetro ϕ es prácticamente idéntico al índice de estabilidad.

entonces el parámetro delta sería (0)cero. Esto significa que una vez que se controla por las diferencias en sexo, la estabilidad salarial es nula.

Modificando levemente el ejemplo, supóngase ahora que las mujeres presentan algún grado de estabilidad salarial mientras que los hombres no. El parámetro delta de la ecuación (7) mostraría el promedio ponderado del índice de estabilidad de las mujeres (el cual es positivo) y el de los hombres (el cual es nulo) Para captar el diferencial de estabilidad entre hombres y mujeres habría que estimar la siguiente ecuación.

$$\ln(w_{t+1}) = X\beta_{t+1} + Z_t\delta_t + \varepsilon_{t+1} \quad (8)$$

$$Z_{ij} = x_{ij}u_i$$

La ecuación (8) es idéntica a la ecuación (7) sólo que además de incorporar los residuos de período previo de manera simple, lo hace interactuando con los regresores contenidos en X.¹⁴

Estimaciones

La tabla V.8 muestra las estimaciones de la ecuación (2). La última fila muestra el índice de estabilidad salarial (ecuación 1). Como era de esperarse el parámetro de regresión y el índice son similares. Comparando los distintos períodos se puede ver que a lo largo de la crisis la estabilidad salarial se mantuvo constante para el agregado de trabajadores.

Tabla V.8
Índice de estabilidad salarial estimado mediante MCO
Hombres entre 16 y 64 años

	1998-1999	1999-2000	2000-2001	2001-2002
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
salario (t-1)	0.698	0.721	0.723	0.692
	[59.01]***	[52.62]***	[50.24]***	[47.36]***
Constant	0.312	0.283	0.255	0.307
	[20.53]***	[16.23]***	[13.68]***	[17.25]***
Observations	3287	2739	2479	2464
R-squared	0.51	0.5	0.5	0.48
Índice de estab	0.717	0.709	0.710	0.691

Absolute value of t statistics in brackets

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

La tabla V.9 muestra las estimaciones de la ecuación (7). Los variables independientes son idénticas a las usadas en la sección previa. Se incluyeron dummies de nivel educativo, de grupos de edad y regionales. Para incluir a los residuos rezagados se computó previamente la ecuación (6).

Comparando las tablas V.8 y V.9 se puede ver el índice de estabilidad salarial irrestricto se encuentra alrededor de 0.7 (tabla V.8) mientras que si se controla por la educación y la edad del trabajador el índice de estabilidad salarial cae alrededor de 0.55. El hecho que este último valor no sea cero indica que entre los inobservables de la ecuación (6) existen factores que contribuyen a la estabilidad salarial. Uno de estos factores puede ser la inteligencia. Nótese que si la inteligencia se encontrase valorada en el mercado, ésta

¹⁴ Para este ejemplo sencillo, estimar la ecuación (6) o la ecuación (2) de manera separada para hombres y mujeres sería idéntico.

debiera estar correlacionada con los residuos de la ecuación (6) (por ser un componente de estos), luego la inclusión de los residuos en la ecuación (7) funciona como variable proxy de la inteligencia¹⁵.

Tabla V.9
Cuasi-índice de estabilidad salarial condicionado
Hombres entre 16 y 64 años

	1998-1999	1999-2000	2000-2001	2001-2002
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
primaria compl	0.208 [6.41]***	0.322 [8.31]***	0.331 [7.72]***	0.33 [7.99]***
secund. incom	0.351 [10.13]***	0.485 [11.95]***	0.429 [9.48]***	0.466 [10.46]***
secund. compl	0.602 [17.22]***	0.778 [18.96]***	0.767 [16.97]***	0.789 [17.74]***
superior incom	0.84 [20.61]***	1.005 [21.69]***	0.987 [19.32]***	0.967 [18.71]***
superior compl	1.32 [33.82]***	1.414 [30.77]***	1.463 [30.01]***	1.432 [29.08]***
edad 16 a 25	-0.455 [16.21]***	-0.455 [14.33]***	-0.54 [15.33]***	-0.444 [11.74]***
edad 26 a 35	-0.194 [8.39]***	-0.198 [7.71]***	-0.211 [7.43]***	-0.198 [6.62]***
edad 46 a 55	0.084 [3.33]***	0.118 [4.27]***	0.09 [3.01]***	0.113 [3.52]***
edad 56 a 65	0.053 [1.51]	0.097 [2.57]**	0.026 [0.61]	0.183 [4.38]***
resid	0.556 [38.87]***	0.541 [33.28]***	0.524 [30.92]***	0.528 [30.04]***
regiones	sí	sí	sí	sí
Constant	0.863 [22.60]***	0.714 [16.03]***	0.712 [14.53]***	0.691 [12.13]***
Observations	3287	2739	2479	2464
R-squared	0.55	0.56	0.57	0.53

Absolute value of t statistics in brackets

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

La tabla V.10 resulta la más interesante de analizar. Esta contiene las estimaciones de la ecuación (8) para los cuatro paneles de estudio. Las interacciones de los residuos del período previo con los regresores indican el grado de estabilidad salarial adicional respecto al grupo de trabajadores omitidos.

¹⁵ En este caso, el parámetro delta de la ecuación (5) es la participación de la inteligencia en la varianza total de los residuos de la ecuación (4).

Tabla V.10
Cuasi-índice de estabilidad salarial condicionado, efectos diferenciales
Hombres entre 16 y 64 años

	1998-1999	1999-2000	2000-2001	2001-2002
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
primaria compl	0.196 [6.06]***	0.304 [7.88]***	0.323 [7.56]***	0.329 [8.04]***
secund. incom	0.332 [9.65]***	0.456 [11.23]***	0.414 [9.16]***	0.452 [10.22]***
secund. compl	0.582 [16.77]***	0.748 [18.26]***	0.75 [16.62]***	0.776 [17.55]***
superior incom	0.822 [20.35]***	0.975 [21.11]***	0.971 [19.08]***	0.953 [18.59]***
superior compl	1.302 [33.58]***	1.389 [30.32]***	1.452 [29.87]***	1.421 [29.05]***
edad 16 a 25	-0.447 [16.10]***	-0.442 [13.99]***	-0.515 [14.63]***	-0.437 [11.63]***
edad 26 a 35	-0.192 [8.41]***	-0.191 [7.50]***	-0.207 [7.32]***	-0.193 [6.51]***
edad 46 a 55	0.08 [3.23]***	0.111 [4.02]***	0.092 [3.08]***	0.106 [3.32]***
edad 56 a 65	0.044 [1.27]	0.082 [2.21]**	0.029 [0.69]	0.172 [4.14]***
prim compl * resid	0.037 [0.67]	0.146 [2.31]**	0.02 [0.32]	-0.081 [1.32]
sec. Incom * resid	0.163 [2.90]***	0.255 [3.86]***	0.134 [2.03]**	0.106 [1.58]
sec. Compl * resid	0.223 [3.91]***	0.322 [4.81]***	0.18 [2.66]***	0.182 [2.68]***
sup incom * resid	0.331 [5.08]***	0.414 [5.70]***	0.181 [2.41]**	0.192 [2.47]**
sup compl * resid	0.142 [2.24]**	0.276 [3.71]***	0.154 [2.13]**	0.191 [2.64]***
16 a 25 * resid	-0.265 [5.69]***	-0.136 [2.41]**	-0.228 [4.00]***	-0.189 [3.07]***
26 a 35 * resid	-0.059 [1.52]	-0.054 [1.24]	-0.004 [0.09]	-0.08 [1.67]*
46 a 55 * resid	0.006 [0.15]	0.052 [1.16]	-0.064 [1.37]	0 [0.00]
56 a 65 * resid	0.074 [1.38]	0.047 [0.75]	0.082 [1.32]	0.107 [1.71]*
resid	0.454 [8.70]***	0.319 [5.38]***	0.457 [7.30]***	0.485 [7.90]***
regiones	sí	sí	sí	sí
Constant	0.878 [23.20]***	0.736 [16.56]***	0.721 [14.77]***	0.696 [12.28]***
Observations	3287	2739	2479	2464
R-squared	0.56	0.57	0.58	0.54

Absolute value of t statistics in brackets

* significant at 10%; ** significant at 5%; *** significant at 1%

Resulta interesante ver que los trabajadores de mayor educación tiende a mostrar mayor estabilidad salarial. Este fenómeno puede tener dos explicaciones. Una de ellas es que la educación en si misma constituye una fuente de estabilidad. Otra explicación es que existen otros factores que explican la estabilidad salarial que son complementarios de la educación. La inteligencia puede ser uno de ellos, nótese que ésta puede ser más valorada en tareas de alta complejidad, las cuales son generalmente realizadas por personas con elevados niveles de estudio.

Respecto a las edades de los trabajadores en la tabla V.10 puede observarse que solamente los más jóvenes muestran menor nivel de estabilidad salarial

VI. Conclusiones

En este trabajo se estudió la dinámica laboral desglosándola en dos fenómenos, la movilidad ocupacional y la volatilidad salarial. El primero de estos conceptos está referido a la probabilidad de que los trabajadores alternen entre los estados de ocupación, desocupación e inactividad, mientras que el segundo de los conceptos compete a las fluctuaciones de salarios a través del tiempo.

El análisis de la dinámica laboral se realizó agrupando a los trabajadores según sus características personales. Esto permitió evaluar de manera detallada el impacto que tuvo la reciente crisis económica sobre las condiciones laborales de la población. En particular, permitió visualizar la manera en la cual la recesión económica se tradujo en un mayor grado de inestabilidad laboral de los diferentes trabajadores.

Los resultados mostraron con claridad que los trabajadores de baja remuneración presentan altas tasas de rotación empleo-desempleo, mientras que, los trabajadores altamente remunerados se muestran muy estables en sus puestos. Asimismo, la crisis económica tuvo un impacto mayor, en cuanto a incremento de riesgo de desempleo, precisamente sobre el grupo de trabajadores menos remunerados.

La dinámica ocupacional de hombres y mujeres muestra patrones muy diferentes. Los hombres caen raramente en la inactividad. Es decir, que cuando dejan un empleo, voluntaria o involuntariamente, pasa a la búsqueda activa de un nuevo trabajo. Por su parte, las mujeres cuando salen de la ocupación tienden a caer en la inactividad al menos por un tiempo.

En cuanto a las características del trabajador, se observó que aquellos de mayor educación son los que presentan menor probabilidad de caer al desempleo. Entre las mujeres, aquellas con educación superior completa muestran menor probabilidad de dejar de trabajar diferenciándose notoriamente del resto.

La situación de los más jóvenes es completamente diferente a la del resto. Estos tienen fuertes dificultades en conseguir empleo y una vez que lo consiguen la probabilidad de perderlo duplica a la de trabajadores en edad central.

Si bien la crisis económica tuvo fuerte impacto sobre la probabilidad de conseguir o perder empleo, la misma no repercutió demasiado en la inestabilidad salarial. Los patrones observados a comienzo de la recesión se mostraron casi inalterados durante el transcurso de la misma.

Las mujeres, generalmente, muestran una mayor estabilidad salarial respecto a los hombres. Adicionalmente, se observó que las personas más educadas muestran mayor

estabilidad salarial, posiblemente por ser más propensos a tener empleos formales y de rango jerárquico superior. En cuanto a la edad del trabajador, los más jóvenes se distinguen por ser el grupo de mayor inestabilidad salarial.

En resumen, la crisis económica tuvo fuerte impacto sobre la inestabilidad laboral, principalmente sobre el riesgo de caer en el desempleo. Asimismo, los trabajadores más vulnerables fueron los que se vieron más afectados durante el período de mayor inestabilidad política y económica.

Referencias

- Albornoz, Facundo y Menéndez, Marta (2002). "Analyzing Income Mobility and Inequality: The case of Argentina during the 1990`s". Delta
- Beccaria, Luis y Mauricio, Roxana (2003) "Movilidad ocupacional en Argentina". Presentado en la XXXVIII reunión anual de la Asociación Argentina de Economía Política.
- Fields, Gary S. (2001). "Distribution and development. A new look at the developing world". The MIT press
- Fields, Gary S. (1996). "The meaning and measurement of income mobility". Journal of Economic Theory 71, 349-377
- Formby, John, Smith, James y Zheng, Buhong (2003) "Mobility measurement, transition matrices and statistical inference". Journal of Econometrics
- Gottschalk, Peter y Danziger Sheldon (1997) "Family income mobility. How much is there and has it changed". Boston Collage Economics Department working paper 398
- Pagan, Adrian y Ullah, Aman (1999). "Nonparametric econometrics". Cambridge University press.
- Ramos, Xavier. "Earnings inequality and earnings mobility in Great Britain: evidence from the BHPS, 1991-94". Phd thesis. Institute for social and economic research, University of Essex.
- Wooldrich, Jeffrey (2002). "Econometric analysis of cross section and panel data". The MIT press.

Apéndice estadístico

Tabla III.5
Matriz de transición, hombres entre 25 y 55 años: 1998-1999

		Quintil salarial					Desoc	Inact
		1	2	3	4	5		
Quintil salarial	1	38.8	25.9	12.6	5.8	2.6	10.8	3.6
	2	16.6	32.1	27.1	11.6	2.2	8.4	2.0
	3	9.0	18.9	33.1	24.2	7.8	5.5	1.6
	4	4.8	8.1	17.8	40.3	23.5	4.1	1.4
	5	1.7	2.8	5.5	18.1	68.2	2.3	1.4
Desoc		17.9	14.3	12.0	9.0	3.9	31.9	10.9
Inact		6.0	4.5	5.4	3.6	2.1	9.9	68.6

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla III.6
Matriz de transición, hombres entre 25 y 55 años: 1999-2000

		Quintil salarial					Desoc	Inact
		1	2	3	4	5		
Quintil salarial	1	39.5	23.5	11.5	4.9	2.6	13.9	4.1
	2	20.9	31.3	22.4	10.0	1.9	10.9	2.6
	3	8.0	18.1	34.3	23.5	6.8	7.8	1.5
	4	3.9	9.2	19.1	42.8	18.0	5.3	1.6
	5	1.7	3.2	5.7	20.6	64.9	2.6	1.2
Desoc		15.8	16.1	12.4	5.4	4.5	36.1	9.7
Inact		6.9	2.9	4.0	4.0	1.4	7.6	73.2

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla III.7
Matriz de transición, hombres entre 25 y 55 años: 2000-2001

		Quintil salarial					Desoc	Inact
		1	2	3	4	5		
Quintil salarial	1	38.9	25.0	8.5	5.3	1.3	16.7	4.3
	2	17.3	31.0	23.5	8.7	3.2	13.4	2.8
	3	9.3	16.8	31.7	23.8	8.5	8.2	1.7
	4	4.2	8.9	19.0	38.6	20.2	7.8	1.3
	5	1.2	2.7	6.0	20.3	63.4	4.7	1.8
Desoc		14.8	12.5	6.9	6.0	4.7	46.1	8.9
Inact		6.8	3.6	4.3	3.9	3.2	13.9	64.3

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla III.8
Matriz de transición, hombres entre 25 y 55 años: 2001-2002

		Quintil salarial					Desoc	Inact
		1	2	3	4	5		
Quintil salarial	1	39.6	22.0	10.6	5.9	1.9	15.4	4.5
	2	22.6	25.2	22.9	10.8	3.8	11.7	3.1
	3	8.9	14.4	30.4	26.5	8.0	9.3	2.5
	4	4.4	9.1	17.1	40.1	21.1	6.2	2.0
	5	2.7	2.8	4.6	17.2	64.5	4.9	3.1
Desoc		17.6	14.4	9.0	5.4	3.5	38.5	11.6
Inact		5.2	4.1	4.6	2.2	2.7	12.8	68.3

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla III.9
Matriz de transición, mujeres entre 25 y 55 años: 1998-1999

		Quintil salarial					Desoc	Inact
		1	2	3	4	5		
Quintil salarial	1	39.7	19.0	8.4	3.7	3.0	6.5	19.7
	2	15.4	31.1	22.6	9.3	1.7	4.2	15.6
	3	5.8	15.3	34.9	22.1	5.4	4.3	12.2
	4	3.0	5.7	15.8	42.5	23.3	2.4	7.3
	5	1.3	1.4	4.7	14.7	70.0	2.5	5.5
Desoc		8.5	8.9	4.7	4.7	4.4	27.8	40.8
Inact		3.6	2.8	2.4	1.9	1.1	4.7	83.5

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla III.10
Matriz de transición, mujeres entre 25 y 55 años: 1999-2000

		Quintil salarial					Desoc	Inact
		1	2	3	4	5		
Quintil salarial	1	37.6	17.7	7.4	4.4	1.4	5.8	25.8
	2	16.3	31.5	17.7	6.6	2.3	9.5	16.1
	3	8.2	16.1	35.6	18.2	7.1	4.8	10.1
	4	3.3	6.6	16.7	40.6	19.3	3.1	10.3
	5	1.3	2.8	4.1	18.4	64.3	2.4	6.8
Desoc		7.1	10.1	7.4	4.5	4.2	24.9	41.8
Inact		5.1	2.7	2.0	1.8	1.6	6.7	80.1

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla III.11
Matriz de transición, mujeres entre 25 y 55 años: 2000-2001

		Quintil salarial					Desoc	Inact
		1	2	3	4	5		
Quintil salarial	1	37.7	17.9	8.1	2.6	1.2	8.4	24.2
	2	12.9	32.1	21.1	8.1	2.6	9.6	13.6
	3	6.0	20.6	32.8	21.2	5.6	4.5	9.2
	4	2.4	5.4	14.6	42.6	23.1	4.8	7.0
	5	1.3	1.7	4.1	15.9	67.7	2.3	7.0
Desoc		5.9	6.2	5.6	4.4	2.6	26.8	48.5
Inact		5.0	2.3	2.0	1.5	1.5	7.4	80.2

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual

Tabla III.12
Matriz de transición, mujeres entre 25 y 55 años: 2001-2002

		Quintil salarial					Desoc	Inact
		1	2	3	4	5		
Quintil salarial	1	30.6	18.9	9.3	5.7	2.4	7.7	25.4
	2	14.6	33.5	23.8	8.0	1.2	4.9	14.1
	3	6.7	12.7	32.8	24.2	6.4	4.5	12.7
	4	3.6	6.8	13.2	41.4	23.3	3.6	8.1
	5	1.0	1.5	4.1	15.6	68.7	1.9	7.3
Desoc		7.0	17.2	8.4	5.5	2.3	20.6	38.9
Inact		4.3	8.4	2.9	1.7	1.1	6.9	74.8

Fuente: elaboración propia usando datos de la EPH puntual