



Departamento de Economía

Trabajo de Licenciatura:

Transiciones y Dinámica del Mercado Laboral

Un Análisis Markoviano para Buenos Aires y la Región Pampeana

Gonzalo Vázquez Baré

Universidad de San Andrés

Mentores:

Guillermo Cruces

Ricardo Fraiman

Otoño 2008

Transiciones y Dinámica del Mercado Laboral

Un Análisis Markoviano para Buenos Aires y la Región Pampeana¹

Gonzalo Vázquez
Universidad de San Andrés

Otoño 2008

Abstract

El presente trabajo pretende estudiar algunos aspectos de la dinámica del mercado laboral en Argentina durante el período 2003-2006. Para ello se estiman las probabilidades de transición entre el empleo, el desempleo y la inactividad para hombres y mujeres en Buenos Aires y la Región Pampeana mediante cadenas de Markov. El análisis complementa los enfoques estáticos al incorporar información respecto de los flujos desde y hacia cada categoría entre períodos. Los resultados señalan que el principal determinante de la tasa de salida del empleo es la probabilidad de quedar desocupado en el caso de los hombres, y la mayor propensión a pasar a la inactividad para las mujeres. La importancia de este análisis reside en que señala los parámetros relevantes para el diseño de políticas públicas.

¹ Agradezco a mis mentores, Ricardo Fraiman y Guillermo Cruces, y a Ricardo Nicolás Pérez Truglia por su ayuda con las bases de datos.

Transiciones y Dinámica del Mercado Laboral

Un Análisis Markoviano para Buenos Aires y la Región Pampeana

I. Introducción

Históricamente, y en el contexto de la Gran Depresión de 1930, el desempleo era visto como un stock de personas esperando la fase creciente del ciclo para encontrar trabajo (Feldstein, 1975). A partir de los trabajos de Hall (1972), Perry (1972), Feldstein (1975) y Marston (1976), entre otros, la literatura parece estar de acuerdo en que el mercado laboral debe ser visto como un fenómeno dinámico. Constantemente, una fracción de la población pierde su empleo y debe buscar uno nuevo, los jóvenes pasan a integrar la población económicamente activa y buscan trabajo, la gente mayor se va de la fuerza laboral para jubilarse, otro grupo deja voluntariamente su empleo para pasar a la inactividad.

Por esta razón, para analizar el mercado de trabajo no alcanza con estudiar la variación del stock de desempleados. Todo flujo neto tiene un componente positivo y uno negativo; al tomar “fotografías” entre períodos de la cantidad de personas desempleadas se pierde una considerable cantidad de información respecto de los movimientos desde y hacia cada categoría dentro de los períodos (Ehrenberg y Smith, 2000), ya que distintas tasas de rotación pueden llevar a una misma tasa de desempleo.

Un análisis preciso de la dinámica del mercado laboral es un requisito indispensable para el diseño de políticas públicas efectivas. Claramente, un programa orientado a combatir el desempleo debe considerar si dicho fenómeno se debe a la tendencia de los grupos de la población a permanecer en su estado actual (es decir, una larga duración del ciclo de desempleo) o bien a la inestabilidad laboral y la dificultad para mantener un empleo (esto es, ciclos de desempleo breves con una alta tasa de rotación). En efecto, en el segundo caso no es posible clasificar a las personas como desempleados o empleados ya que todos rotan entre las dos categorías, por lo cual resulta imposible atacar el desempleo sin afectar la estructura de incentivos de toda la población (Akerlof y Main, 1981). Por su parte, en el primer caso es posible identificar a la fracción de la población a la cual orientar las medidas pertinentes, pero trae aparejada una larga duración del desempleo que puede tener efectos negativos en las capacidades de los trabajadores. Resulta indispensable, por lo tanto, estimar precisamente cual de estos dos casos se aproxima más a la realidad, para lo cual se requiere un enfoque que considere las probabilidades de transición entre categorías.

Por otro lado, cabe destacar la importancia de considerar no solo las categorías de empleo y desempleo, sino también la de inactividad. Al enfocarse exclusivamente en el flujo entre empleo y desempleo se está ignorando que el ciclo de desocupación no termina necesariamente cuando un individuo encuentra trabajo. La búsqueda laboral es costosa, y puede ocurrir que un desempleado, tras mucho tiempo sin conseguir empleo, decida dejar de buscar y pase a la inactividad, fenómeno conocido como efecto “trabajador desalentado” (*discouraged worker effect*). Esto muestra la relevancia de analizar los flujos no solo entre empleo y desempleo sino también entre desempleo e inactividad.

En el presente trabajo se describe la dinámica laboral en Buenos Aires y la Región Pampeana durante el período 2003-2006², en base a los datos de la Encuesta Permanente de Hogares. Tras la crisis de 2001-2002, la Argentina experimentó un importante incremento del PBI, con tasas de alrededor de 8% anual, junto con una fuerte caída del desempleo, que pasó de 20% en mayo de 2002 a valores de un dígito en los años siguientes. El objetivo es estudiar la dinámica del mercado laboral argentino enfocándose en la movilidad ocupacional en este contexto de crecimiento económico. Para ello se estiman matrices de Markov, es decir, matrices cuyas entradas indican las probabilidades de transición entre distintos estados, en este caso, empleo, desempleo e inactividad. Se pretende, en primer lugar, estimar los parámetros que determinan los flujos del mercado laboral para el período mencionado comparando hombres y mujeres y, en segundo lugar, calcular las proporciones de la población en cada categoría en estado estacionario para los años estudiados.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera: la sección II explica los datos y metodología utilizados para las estimaciones. En la sección III se repasa la literatura previa; en la IV se presentan los resultados y la sección V presenta el análisis de largo plazo donde se buscan las proporciones de equilibrio. En la sección VI se discuten las limitaciones del modelo. La sección VII presenta los comentarios finales.

II. Datos y metodología

Los datos utilizados en el presente trabajo son tomados de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), con los cuales se armaron paneles para el período 2003-2006. Con respecto a las

² Tercer trimestre de 2003 a cuarto trimestre de 2006

observaciones, se tomaron individuos entre 18 y 65 años en la Región Pampeana, Gran Buenos Aires y Capital Federal. Se excluyeron los trabajadores familiares sin remuneración y los empleados estatales. Debido al distinto comportamiento que muestran hombres y mujeres en el mercado laboral, se analizarán los resultados por género para comparar las diferencias entre dichos grupos.

La encuesta de la que se dispone es la EPH Continua, que, tras el cambio de metodología llevado a cabo por el INDEC en 2003, se realiza con frecuencia trimestral. Gracias a su estructura de panel rotativo, permite seguir a los individuos encuestados a lo largo del tiempo. Más precisamente, el esquema de rotación se denomina 2-2-2 y es el siguiente: cada vivienda de un área entra en la muestra para ser encuestada por dos trimestres consecutivos; luego se retira por dos trimestres consecutivos y vuelve a ingresar para ser encuestada por otros dos trimestres consecutivos, lo cual permite el seguimiento de un individuo a lo largo de un año y medio. El solapamiento de la encuesta responde al siguiente esquema: entre un trimestre y el siguiente existe un 50% de muestra en común, y lo mismo ocurre con un trimestre y el mismo del año siguiente. Entre dos trimestres separados por otro intermedio no hay muestra en común. Entre un trimestre y otro separados por dos trimestres intermedios el solapamiento es de 25%. Finalmente, entre un semestre y otro este porcentaje alcanza el 37% (INDEC, 2003). En la práctica la proporción de muestra en común es menor debido a la pérdida de observaciones en el tiempo por distintas causas como no-respuesta, mudanza, etc, problema conocido como agotamiento de panel (*panel attrition*). El principal inconveniente ocurre cuando dicha pérdida de observaciones altera la representatividad de la muestra debido a una correlación entre la no-respuesta y alguna característica relevante de los individuos, lo cual genera sesgos en la estimación. Esto ocurriría, por ejemplo, si los desempleados tuvieran mayor probabilidad de salir de la muestra. Sin embargo estudios previos sugieren que el sesgo por *attrition* no invalida el análisis de panel en el caso de la EPH (Albornoz y Menéndez, 2002; Gutiérrez, 2004).

La metodología propuesta consiste en estimar matrices de transición entre 3 estados: empleo, desempleo e inactividad, para lo cual se recurre a cadenas de Markov. Brevemente³, se trata de un proceso estocástico (esto es, una sucesión de variables aleatorias) caracterizado por una matriz de transición, en este caso de 3 por 3, cuyas filas indican el estado en el período t-1 y las columnas el estado en el período t. De este modo, cada celda muestra la probabilidad p_{jk} de pasar del estado j en t-1 al estado k en t . Más

³ En el apéndice matemático se presenta una caracterización formal de las cadenas de Markov.

formalmente, si X_t representa el estado en que puede encontrarse una persona en el período t , se tiene una sucesión de variables aleatorias $\{X_1, X_2, \dots, X_t, \dots\}$ donde para cada t el estado puede ser Empleado (*employed*), Desempleado (*unemployed*) o Inactivo (*out-of-the-labor-force*), E, U, y O, respectivamente⁴. Se denomina espacio de estados al conjunto $\chi = \{e, u, o\}$ ⁵. Los supuestos que requiere este tipo de procesos son los siguientes:

- Homogeneidad poblacional: las mismas probabilidades de transición se aplican a todos los individuos.
- Propiedad de Markov (de orden uno): *dado el presente, el futuro no depende del pasado*. Es decir, el estado actual contiene toda la información relevante para el comportamiento futuro del proceso, por lo cual la probabilidad de transición entre t y $t+1$ no depende del estado en los períodos $t-1$, $t-2$, etc.
- Homogeneidad temporal: las probabilidades de transición son constantes en el tiempo.

En las secciones siguientes se discute la validez de estos supuestos para el presente trabajo.

Bajo estas condiciones, la cadena puede ser representada mediante una matriz de la forma:

$$\begin{bmatrix} p_{ee} & p_{eu} & p_{eo} \\ p_{ue} & p_{uu} & p_{uo} \\ p_{oe} & p_{ou} & p_{oo} \end{bmatrix}$$

donde p_{jk} representa la probabilidad condicional de que X tome el valor k en el período t dado que tomó el valor j en el período anterior:

$$p_{jk} = \Pr(X_t = k \mid X_{t-1} = j) \quad j, k \in \chi$$

De este modo, p_{eu} representa la probabilidad de pasar del empleo al desempleo, p_{uo} indica la probabilidad de pasar del desempleo a la inactividad, etc. Los elementos de la diagonal principal p_{ii} muestran la probabilidad de permanecer en cada estado.

Debido a que cada individuo o bien permanece en el estado en que estaba o bien pasa a alguno de los otros, la suma de los componentes de cada fila de la matriz debe ser igual a 1.

⁴ Se utilizan las siglas en inglés para conservar la notación de la literatura previa.

⁵ Esto es en realidad un ligero abuso de notación para que la explicación sea más intuitiva. Sin entrar en aspectos técnicos, cabe aclarar que habría que asignar a cada elemento del espacio muestral un número real; de este modo, el espacio de estados puede tener la forma $\{1,2,3\}$.

Los estimadores de las probabilidades de transición son obtenidos siguiendo a Anderson y Goodman (1957). La estimación de dichos parámetros es sumamente sencilla, y se reduce a dividir la cantidad de personas que realizaron una transición del estado j al k dividido por la cantidad de personas que había inicialmente en el estado j . Llamando n_{jm} a la cantidad de personas que realizaron una transición del estado j al estado m , la fórmula de los estimadores es:

$$\hat{p}_{jk} = \frac{n_{jk}}{\sum_{m \in \mathcal{X}} n_{jm}}$$

A pesar de su simplicidad, se puede probar que éstos son estimadores de Máxima Verosimilitud, lo cual implica que son consistentes, asintóticamente insesgados y eficientes (su varianza es mínima⁶) y su distribución asintótica es Normal.

Las Cadenas de Markov son utilizadas con frecuencia en el estudio de diversos fenómenos dinámicos tales como movilidad ocupacional, cambios en preferencias de consumidores, movilidad geográfica, entrada y salida de la pobreza, mercados financieros y otros (Hierro y Guijarro, 2007). Un fenómeno caracterizado mediante cadenas de Markov que generó una notable cantidad de literatura es la movilidad entre quintiles de ingreso (ver Shorrocks, 1976; Behrman, 2000; Fields, 2000). En particular, desde la década del 70 los flujos desde y hacia el desempleo fueron frecuentemente caracterizados por este tipo de procesos (ver por ejemplo Marston, 1976; DeBoer y Seeborg, 1989; Lauerová y Terrell, 2002; Lima y Paredes, 2004; Tasci y Tansel, 2005).

Una posible crítica al enfoque markoviano basado en las matrices de transición es que no se centra en los factores determinantes de los fenómenos que analiza (lo cual sí hacen otras técnicas como los modelos de regresión o los modelos logit/probit). Sin embargo esto no necesariamente es una desventaja, ya que permite abordar fenómenos complejos de una manera simple. Hierro y Guijarro explican esto muy claramente: “[con este enfoque] no se pretende ignorar los determinantes [del fenómeno estudiado], sino asumir el desconocimiento que invade al investigador en relación a la identificación de las principales causas que subyacen a este fenómeno, haciendo uso, para ello, de una estructura temporal que, en lugar de intentar hacer explícitas dichas causas, las hace implícitas, lo cual no significa de ningún modo ignorarlas. Con respecto a esta última idea, el análisis con esta clase de proceso estocástico no quiere ser, de ninguna manera, reduccionista, sino agregador” (Hierro y Guijarro, 2007).

⁶ Formalmente, la varianza de los estimadores máximo-verosímiles alcanza la cota de Rao-Cramer.

Inevitablemente, el enfoque adoptado presenta también inconvenientes, principalmente relacionados con la validez de los supuestos que requiere. En efecto, algunos supuestos como la homogeneidad poblacional parecen ser muy restrictivos, y no debería sorprender que la evidencia no los apoyara. En este caso, las estimaciones pueden estar sesgadas. Esto se discute más detalladamente en las secciones que siguen.

A pesar de esto, considerando lo dicho hasta aquí y otros inconvenientes relacionados con la disponibilidad de datos⁷ (problema que puede resultar fuertemente restrictivo en países como la Argentina), las cadenas de Markov parecen ser una manera apropiada de caracterizar la movilidad ocupacional.

III. Revisión de la literatura

Uno de los primeros autores en analizar el mercado laboral con matrices markovianas es S. Marston (1976), quien intenta explicar qué tipo de flujos generan los diferenciales de tasas de desempleo entre distintos grupos demográficos. El autor argumenta que los estudios basados en la duración del desempleo no consideran que la salida del desempleo puede ser hacia el empleo o bien hacia la inactividad, por lo cual no tienen en cuenta la tendencia de ciertos grupos a dejar de buscar trabajo. Brevemente, Marston encuentra que los determinantes de los diferenciales son la alta tasa de salida del empleo hacia la inactividad para las mujeres, la alta probabilidad de quedar desempleados para los no-blancos y ambas en el caso de los jóvenes.

Posteriormente, De Boer y Seeborg (1989) intentan explicar la disminución de la brecha en la tasa de desempleo entre hombres y mujeres en la década del 80. Siguiendo a Marston, calculan las probabilidades de transición entre 1968 y 1986, que luego regresan contra una tendencia y otros controles para analizar la evolución temporal de dichas probabilidades. Sus resultados indican que la tasa de desempleo de los hombres es más sensible al ciclo económico que para las mujeres, lo cual se explica por una mayor sensibilidad de la probabilidad de pasar del empleo al desempleo.

Lauerová y Terrell (2002) también analizan las diferencias entre las tasas de desocupación entre hombres y mujeres, en este caso para economías post-comunistas de Europa del Este (República Checa, Alemania del Este, Polonia y Rusia). Las autoras concluyen que la principal razón de la brecha de género es la menor probabilidad de salir del desempleo hacia el empleo para las mujeres. Este análisis es complementado con un

⁷ Por ejemplo, la imposibilidad de seguir a los individuos por períodos largos.

modelo logit multinomial que muestra que los menos educados tienen mayor probabilidad de perder el empleo, así como ciclos más largos de desocupación; los jóvenes, por su parte, tienen una alta probabilidad de pasar al desempleo pero también de conseguir empleo. Las autoras sugieren analizar qué factores pueden estar causando estas diferenciales, tanto por el lado de la demanda (mayores costos de contratar a las mujeres debido a regulaciones laborales) como por el de la oferta (la estructura de incentivos respecto de seguros de desempleo o asistencia social).

Con la misma metodología, Tasci y Tansel (2005) analizan las transiciones en el mercado laboral turco tras lo que consideran “la peor crisis económica y financiera de la historia de la república” (febrero de 2001). Entre otras cosas, encuentran que las mujeres tienen mayor riesgo de perder el trabajo, y cuando lo hacen pasan principalmente a la inactividad. La probabilidad de permanecer en el desempleo también es mayor para las mujeres que para los hombres. Por otro lado, la probabilidad de pasar del desempleo al empleo aumenta con la educación y disminuye para los grupos entre 15-19 años y mayores de 55. Finalmente, la probabilidad de conservar el empleo es mayor para los individuos casados, y el diferencial de género también es superior entre los casados que entre los no casados.

Con respecto a Latinoamérica, puede mencionarse el trabajo de Lima y Paredes (2004), quienes comparan la movilidad laboral en distintos contextos legislativos en Chile para el período 1962-2003. Sus resultados revelan que el empleo se vuelve menos seguro tras las reformas económicas de 1974, con una probabilidad de quedar desempleado del doble que en los años previos y un aumento de la probabilidad de permanecer desempleado, que pasa de 26% a 40% entre los 70 y 80, cae a 16,6% en los 90 y vuelve a subir después de 1999.

Para el caso de la Argentina, Gutiérrez (2004) realiza un análisis conjunto de la movilidad salarial y ocupacional para el período 1998-2002. Este estudio refleja que los trabajadores de baja remuneración presentan altas tasas de rotación entre el empleo y la desocupación, mientras que los altamente remunerados muestran una gran estabilidad. Al perder el trabajo, los hombres tienden a caer en el desempleo, mientras que las mujeres pasan principalmente a la inactividad. Desagregando por características de los trabajadores, se ve que la probabilidad de quedar desempleado disminuye con el nivel educativo; los jóvenes tienen dificultad para conseguir empleo y una mayor probabilidad de perderlo respecto de los trabajadores en edad central. Finalmente, Gutiérrez encuentra que la crisis

económica de 2001 tuvo un fuerte impacto en la probabilidad de conseguir o perder el empleo pero repercutió poco en la inestabilidad salarial.

IV. Análisis de la movilidad ocupacional

Es evidente que una tasa de desocupación de, por ejemplo, 10%, con una tasa de rotación del 100% (el stock de desempleados se renueva totalmente entre períodos) no puede ser considerada equivalente a otra cuya tasa de rotación sea 10% (el 90% de los desocupados permanecen en este estado en el período siguiente), ya que cada uno de estos casos requiere de distintas políticas. Ciertos indicadores estáticos como la tasa de desempleo resultan poco informativos sobre los flujos desde y hacia el desempleo, y, en efecto, puede ocurrir que un incremento leve de la tasa de desocupación esté asociado a una gran inestabilidad laboral. Ya en los setenta Marston notaba este problema:

“El flujo de trabajadores hacia y desde el desempleo cada mes es siempre superior al aumento del número de desempleados. Por ejemplo, durante la reciente contracción económica, cuando la tasa de desempleo subió de 4,2% (octubre 1973) a 9,2% (junio 1975), el desempleo creció en promedio en 231.000 trabajadores por mes. Pero durante el mismo período, 2,7 millones de trabajadores quedaron desempleados en promedio cada mes, más de once veces el aumento neto” (Marston, 1976)⁸.

Por esta razón, para analizar el desempleo es imprescindible considerar no solo la tasa de desocupación sino también la movilidad entre empleo, desempleo e inactividad. Estudiar cuáles son los flujos más importantes contribuye al diseño de las políticas apropiadas para reducir el desempleo de un determinado grupo (Lauerová y Terrell, 2002).

Desde el punto de vista teórico, uno de los modelos más difundidos para explicar las transiciones en el mercado laboral es el modelo de búsqueda, que puede resumirse de la siguiente manera⁹: debido a problemas de información en el mercado, los trabajadores no conocen el salario que paga cada empresa, aunque saben que se distribuyen según una función de densidad $b(w)$. En cada período, los agentes reciben una oferta laboral con probabilidad λ y deben decidir si la aceptan o bien la rechazan y esperan que llegue una oferta mejor. Una vez empleados, los trabajadores son despedidos con una probabilidad $p_{en} = q$. Teniendo en cuenta estos parámetros, el trabajador compara las utilidades de estar

⁸ Traducción propia.

⁹ El desarrollo de este modelo puede encontrarse en Cahuc y Zylberberg (1996). Rogerson et al (2004) es una buena referencia de las distintas variantes y extensiones de los modelos de búsqueda.

empleado y desempleado, $V_e(w)$ y V_u y calcula el salario de reserva, es decir, el salario que iguala la utilidad de trabajar a la de estar desempleado:

$$w_R : V_e(w_R) = V_u$$

Si el salario que se le ofrece es mayor que el salario de reserva, la oferta es aceptada; en caso contrario es rechazada. Este salario de reserva será una función un conjunto de características personales y del mercado laboral, representado por Ω :

$$w_R = w_R(\Omega)$$

De este modo, la probabilidad de salir del desempleo será igual a la probabilidad de que el trabajador reciba una oferta que supere su salario de reserva:

$$p_{ue} = \lambda P(w \geq w_R) = \lambda [1 - H(w_R)]$$

donde $H(w_R)$ es la función de distribución acumulada de w . Las probabilidades de recibir una oferta (λ) y de perder el empleo (q) junto con la distribución de salarios H caracterizan las probabilidades de transición entre los distintos estados en cada período.

También se puede incorporar al modelo la decisión de inactividad. En este caso los trabajadores deben comparar la utilidad del desempleo y la inactividad, V_u y $V_o=K$. Si el salario de reserva es inferior a K , entonces lo que recibe el trabajador por estar desempleado es menor que lo que recibe por estar inactivo y viceversa. La regla de decisión en este caso está dada por:

$$\begin{cases} w_R(\Omega) < K \rightarrow \textit{inactivo} \\ K \leq w_R(\Omega) < w \rightarrow \textit{empleado} \\ K < w \leq w_R(\Omega) \rightarrow \textit{desempleado} \end{cases}$$

En definitiva, en cada período la población se distribuye entre las categorías de empleo, desempleo e inactividad según su salario de reserva. Las transiciones entre períodos estarán determinadas por los elementos de Ω , entre los cuales se encuentran la probabilidad de recibir una oferta, la probabilidad de perder el empleo, la distribución de salarios y otros factores como por ejemplo los beneficios del desempleo, los ingresos no laborales de los individuos, etc.

Antes de presentar los resultados es interesante considerar dos casos polares. El primero, que Akerlof y Main (1981) llaman *pure stock model*, representa la situación en la cual cada individuo permanece en el estado en el que comienza, es decir, su estado en cualquier período es el mismo que el del período inicial. En este caso existe lo que se conoce como *dependencia temporal perfecta* (Fields, 2000) ya que el estado del período anterior es un predictor exacto del estado futuro. Dado que la probabilidad de permanecer en cada estado es 1, la matriz de movilidad es una matriz identidad:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

En el otro extremo se encuentra el *pure flow model* (Akerlof y Main, 1981), según el cual todos tienen igual probabilidad de pasar de cualquier estado a cualquier otro. La matriz que representa este modelo es la siguiente:

$$\begin{bmatrix} 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{bmatrix}$$

En este caso, la probabilidad de un individuo de pasar a un cierto estado en el período t es independiente del estado en el que se encontraba en el período $t-1$, por lo cual se dice que existe *independencia temporal* (Fields, 2000).

Estos dos modelos representan los casos mencionados antes: en el primero, estático, las mismas personas permanecen desempleadas a lo largo del tiempo, mientras que en el segundo, más inestable, todos rotan entre las distintas categorías. En una economía que se asemeja al modelo *pure flow*, cualquier trabajador empleado tiene aproximadamente la misma probabilidad de conservar su empleo que de perderlo, lo cual refleja un contexto sumamente inestable. Sumado a esto, este tipo de dinámica lleva a que, a largo plazo, la proporción de desempleados sea muy elevada (aproximadamente igual a la proporción de empleados), debido a que las tasas de entrada y salida del desempleo son similares. Finalmente, debido a que no es posible detectar un grupo al cual dirigir las políticas públicas, ya que toda la población rota entre las distintas categorías, resulta imposible atacar el desempleo sin afectar la estructura de incentivos de toda la población (Akerlof y Main, 1981). El segundo caso muestra un contexto puramente determinista: los desempleados no tienen forma de salir de la desocupación. En este caso, existe un grupo bien definido a quien orientar las políticas contra el desempleo (Akerlof y Main, 1981). Sin embargo, también tiene consecuencias graves, ya que trae aparejada una larga duración del desempleo, lo cual puede afectar severamente a los desocupados tanto en términos psicológicos como en términos de capital humano y productividad. Por otro lado, la desocupación está frecuentemente correlacionada con otras características como el bajo nivel educativo y la pobreza, por lo cual en este contexto se generaría una suerte de círculo

vicioso en el cual ciertos grupos socioeconómicos se ven confinados a permanecer en el desempleo sin posibilidad de mejorar su situación.

En definitiva, si bien es esperable que ninguno de estos casos se ajuste exactamente a la realidad, es de suma utilidad estimar en qué punto del espectro flujo-stock opera una economía debido a las distintas implicancias de cada uno respecto de las políticas públicas (Akerlof y Main, 1981). Sin embargo esto no es posible considerando exclusivamente indicadores como la tasa de desocupación. Para comprender esto es útil caracterizar la variación de dicha tasa entre períodos descomponiéndola de la siguiente manera:

$$\Delta u_{t,t+1} = p_{eu} e_t + p_{ou} o_t - (1 - p_{uu}) u_t$$

Los dos primeros términos representan la tasa de entrada al desempleo (la proporción de empleados e inactivos que ingresan al desempleo), mientras que el tercero representa la tasa de salida (la proporción de desempleados que salen de dicho estado). Ahora bien, como se dijo anteriormente, un incremento en la tasa de desempleo puede estar determinado por innumerables combinaciones de tasas de entrada y salida. Por ejemplo, una variación de 1% puede obtenerse mediante una tasa de entrada de 2% y una tasa de salida de 1% (caso similar al *pure stock model*), o bien por una tasa de entrada de 90% y una tasa de salida de 89% (contexto cercano al *pure flow model*). De aquí se desprende la relevancia de estimar las probabilidades de transición que determinan las tasas de entrada y salida de las distintas categorías, lo cual se realiza a continuación.

A. Transiciones trimestrales (2004-2006)

En primer lugar se calculan las probabilidades de transición trimestrales, es decir, considerando las transiciones entre un trimestre y el siguiente, para hombres y mujeres entre los años 2004 y 2006 (tablas 1 a 6).

Entre las principales diferencias que pueden verse entre ambos géneros puede mencionarse la mayor probabilidad de conservar el empleo en el caso de los hombres (91%-93% contra 84-85%) o, equivalentemente, la menor probabilidad de salir del empleo. Esto puede verse en el gráfico 1. La principal razón de salida de la ocupación para los hombres parece ser el desempleo, mientras que las mujeres tienden a salir hacia la inactividad. Para los hombres la tasa de salida muestra una tendencia decreciente entre 2004 y 2006 al pasar de 8% a 6%; la brecha entre las probabilidades que determinan la salida del empleo (p_{eu} y p_{eo}) parece ir reduciéndose a través del tiempo, en parte debido al aumento de la probabilidad de permanecer en el empleo que reduce el riesgo de quedar desocupado de 5,4% en 2004 a 3,9% en 2006. En el caso de las mujeres no parece haber una tendencia

clara en la tasa de salida del empleo, que conserva aproximadamente los mismos niveles entre 2004 y 2006.

En cuanto al desempleo, se observa que la tasa de salida para los hombres es ligeramente menor que para las mujeres en 2004 (gráfico 2). El análisis de los determinantes de esta tasa, p_{ne} y p_{no} pone en evidencia que esto se debe no a que las mujeres encuentren trabajo más fácilmente, ya que de hecho la probabilidad es mayor para los hombres (51% contra 33%), sino a que éstas tienen una mayor propensión a dejar de buscar trabajo y pasar a la inactividad. Hacia 2006 se ve que las tasas de salida se igualan y llegan a 70%. Sin embargo es interesante notar que esto puede atribuirse a una probabilidad de salida hacia la inactividad mucho mayor para los hombres (que pasa de 12% en 2004 a 20% en 2006) y no a una mayor probabilidad de conseguir empleo, que ronda el 51% en todo el período estudiado. En definitiva, la reducción de la probabilidad de permanecer desempleado entre un trimestre y el siguiente se debe principalmente a que los trabajadores dejan de buscar trabajo, lo cual podría sugerir la existencia del efecto trabajador desalentado. Por su parte, para las mujeres la tendencia también es creciente pero menos marcada.

Tablas 1 a 6: transiciones trimestrales

Hombres - 2004				<i>N=7272</i>
	<i>e</i>	<i>u</i>	<i>o</i>	
<i>e</i>	0,9138	0,0537	0,0324	
<i>u</i>	0,5127	0,3655	0,1218	
<i>o</i>	0,1438	0,0743	0,7819	
<i>IM:0,48</i>				

Mujeres - 2004				<i>N=7508</i>
	<i>e</i>	<i>u</i>	<i>o</i>	
<i>e</i>	0,8515	0,0504	0,0981	
<i>u</i>	0,3310	0,3415	0,3275	
<i>o</i>	0,1196	0,0460	0,8344	
<i>IM:0,46</i>				

Hombres - 2005				<i>N=7530</i>
	<i>e</i>	<i>u</i>	<i>o</i>	
<i>e</i>	0,9251	0,0440	0,0308	
<i>u</i>	0,5215	0,3344	0,1440	
<i>o</i>	0,1789	0,0807	0,7404	
<i>IM:0,45</i>				

Mujeres - 2005				<i>N=7884</i>
	<i>e</i>	<i>u</i>	<i>o</i>	
<i>e</i>	0,8415	0,0437	0,1148	
<i>u</i>	0,3314	0,3598	0,3087	
<i>o</i>	0,1112	0,0439	0,8449	
<i>IM:0,48</i>				

Hombres - 2006				<i>N=8257</i>
	<i>e</i>	<i>u</i>	<i>o</i>	
<i>e</i>	0,9385	0,0389	0,0226	
<i>u</i>	0,5043	0,2946	0,2010	
<i>o</i>	0,1737	0,0868	0,7395	
<i>IM:0,42</i>				

Mujeres - 2006				<i>N=8851</i>
	<i>e</i>	<i>u</i>	<i>o</i>	
<i>e</i>	0,8497	0,0416	0,1088	
<i>u</i>	0,3223	0,3007	0,3771	
<i>o</i>	0,1171	0,0459	0,8369	
<i>IM:0,43</i>				

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EPH

Gráfico 1: Tasa de salida del empleo

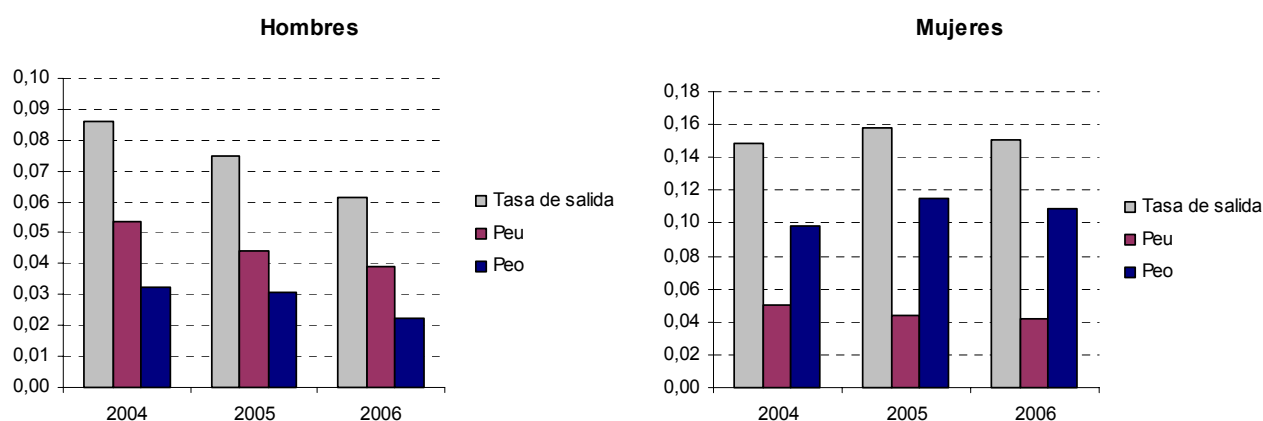
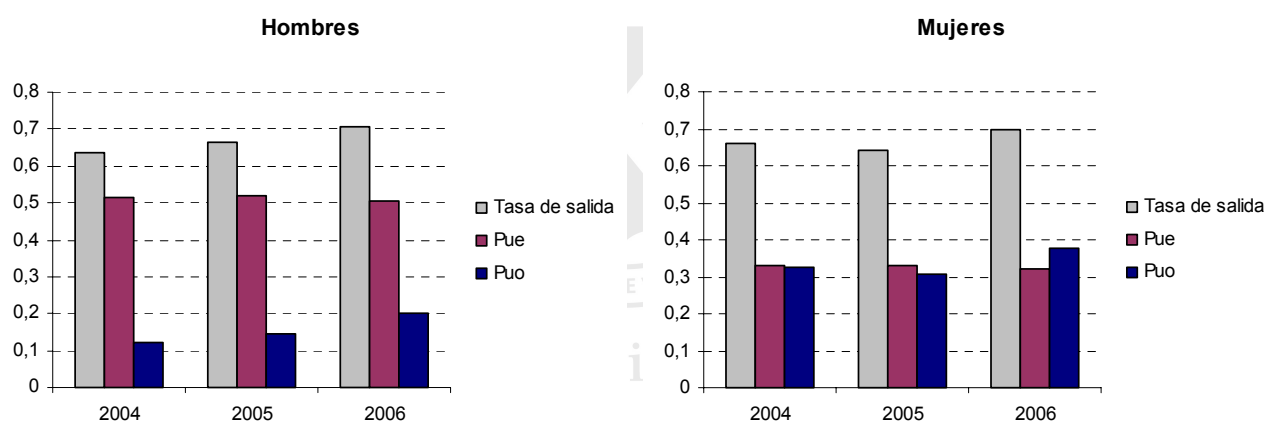


Gráfico 2: Tasa de salida del desempleo



La fila inferior de las matrices muestra las transiciones desde la inactividad. En cuanto a su evolución temporal, dichas tasas son las más estables en el período estudiado. Tanto para hombres como para mujeres, la mayor parte de los inactivos permanecen en ese estado entre un trimestre y el siguiente, aunque para las mujeres esta proporción es más importante (83% contra 74-78%). Como contraparte, el porcentaje de personas que comienzan a buscar trabajo (representado por p_{oi}) es bajo en ambos casos (alrededor de 8% para los hombres y 4% para las mujeres). Por otro lado, se puede ver que la probabilidad de pasar de la inactividad al empleo (p_{io}) es siempre positiva y superior al 10% (superior al 14% para los hombres), lo cual puede resultar paradójico al tener en cuenta que una persona se considera inactiva cuando no trabajó ni buscó trabajo en un determinado período de referencia. Pueden pensarse dos explicaciones para este fenómeno. Desde un punto de vista metodológico, la distinción entre desempleo e inactividad es sutil por ser muy sensible al período de referencia elegido en la encuesta. De este modo, el hecho de que la

probabilidad de pasar al empleo desde la inactividad sea positiva sería simplemente un reflejo de esta ambigüedad en la definición práctica de inactividad. Sin embargo, también se puede pensar que el hecho de observar una transición entre dichos estados se debe a que el individuo encuestado estaba inactivo al entrar en la muestra, pero comenzó a buscar trabajo y lo encontró antes de ser encuestado por segunda vez. Es decir, encontró trabajo en menos de un trimestre. En este caso, la probabilidad de pasar de la inactividad al empleo podría llegar a ser vista como un indicador de las fricciones en el mercado laboral. De esta forma, cuanto mayor sea esta probabilidad, menor el tiempo que tarda una persona en encontrar trabajo, lo cual podría estar sugiriendo una mayor eficiencia del mercado para aparear trabajadores y vacantes.

Una característica que surge del análisis realizado hasta aquí es que en el caso de las mujeres los parámetros estudiados parecen quedar constantes en el tiempo, mientras que la situación de los hombres parece mejorar (mayor probabilidad de salida del desempleo, mayor p_{eo} , menor p_{ew} , etc). Para dar sustento estadístico a esta observación, se realizó un test de hipótesis para verificar si se cumple el supuesto de homogeneidad temporal (es decir, para testear si las probabilidades de transición se mantienen constantes) entre las matrices. Se trata de un test de ji-cuadrado estándar, que compara las matrices observadas cada año con una matriz de valores esperados para comprobar si las probabilidades son las mismas entre los distintos años. Para los hombres el test rechaza holgadamente la hipótesis nula de homogeneidad temporal¹⁰, mientras que para las mujeres no hay evidencia para rechazar dicha hipótesis¹¹ a nivel 10%. En definitiva, esto sugiere que el comportamiento de los hombres en el mercado laboral varía con el ciclo económico, lo cual no ocurre para las mujeres, quienes muestran una dinámica laboral estable a lo largo del período estudiado. La evidencia presentada es claramente insuficiente para sacar conclusiones definitivas, pero podría ser extendida en futuros trabajos.

Como se dijo anteriormente, es útil saber cuán cerca está la economía de los dos modelos polares mencionados (*pure stock* y *pure flow*). Para ello es necesario reducir las matrices de transición a un escalar que permita comparar la movilidad entre los distintos años estudiados. Para cada una de las matrices se calculó un índice de movilidad (IM) siguiendo a Behrman (2000). Dicho índice resume la información contenida en cada matriz por medio de su determinante¹². En el caso del modelo *pure stock* el índice toma el valor 1,

¹⁰ P-valor <0.0001

¹¹ P-valor = 0.1348

¹² La fórmula del índice es: $IM = \det(P)^{1/(n-1)}$ donde P es la matriz de transición y n es la cantidad de estados.

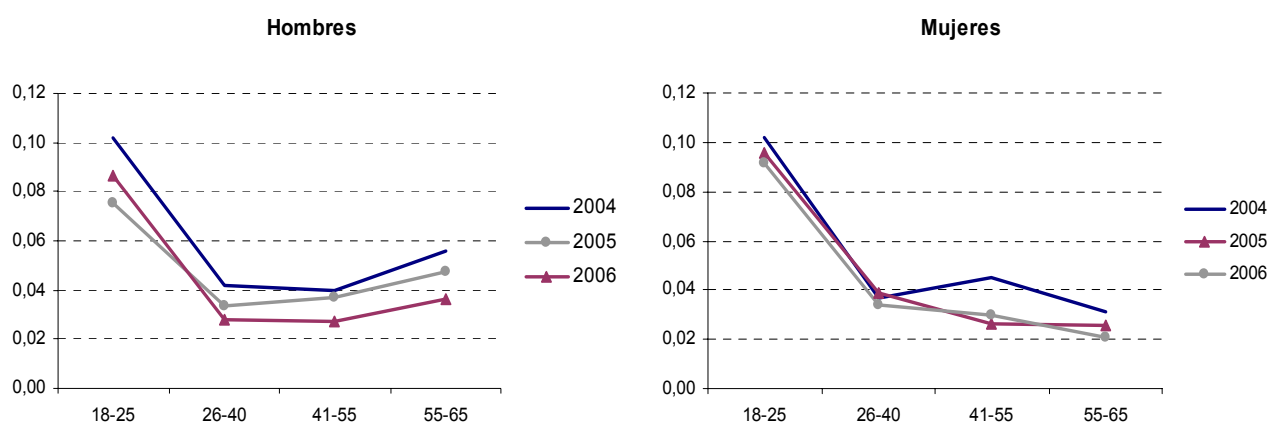
mientras que en el modelo *pure flow* toma el valor 0. De este modo, un índice cercano a cero refleja una situación de mayor movilidad, mientras que un valor cercano a uno representa un contexto estático. A partir de este indicador se puede ver, en el caso de los hombres, que en 2004 la economía se situaba en un punto intermedio entre los dos casos extremos ($IM=0.48$). Sin embargo, a medida que pasa el tiempo, se inclina hacia el modelo *pure flow*, es decir, el mercado laboral se vuelve más dinámico. El mercado femenino parece ser un poco más inestable que el masculino en 2004, mientras que en 2006 se tornan similares en términos de movilidad. De acuerdo al test mencionado en el párrafo anterior, cabe esperar que las diferencias entre los índices para las distintas matrices en el caso de las mujeres sean no significativas.

B. Transiciones y heterogeneidad poblacional

Una crítica válida al análisis presentado hasta aquí es que no tiene en cuenta la posibilidad de que existan grupos heterogéneos dentro la población estudiada. Para relajar el supuesto de homogeneidad poblacional, a continuación se muestran los resultados separando los grupos según tres criterios: edad, nivel de educación y estado civil.

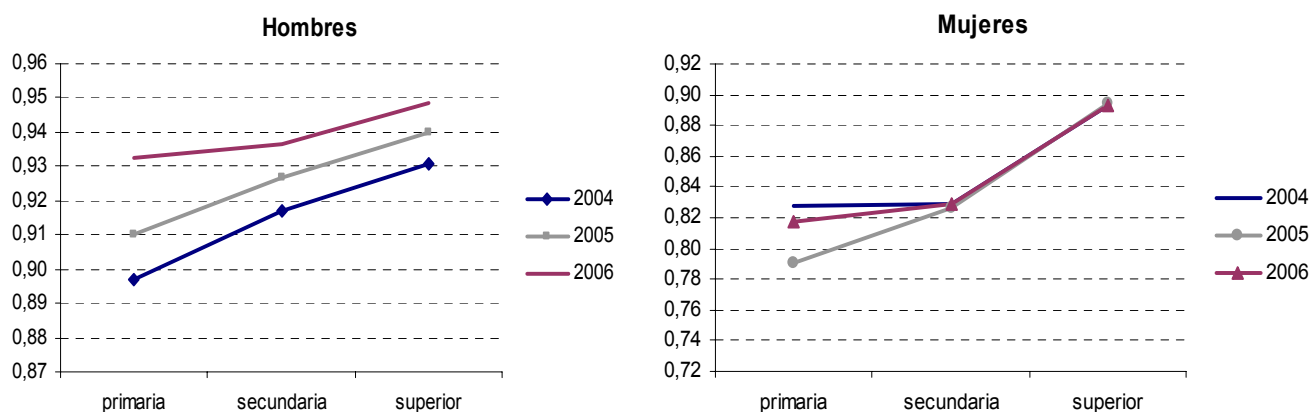
En primer lugar se separa a la población en cuatro grupos etarios: entre 18 y 25 años, entre 26 y 40, entre 41 y 54 y entre 55 y 65 (las tablas pueden verse en el apéndice estadístico). Un hecho que caracteriza a la población de género masculino es que la probabilidad de perder el empleo es superior en los extremos (menores de 25 o mayores de 55), mientras que entre los individuos entre 25 y 55 años dicha probabilidad es muy similar (ver gráfico 2). Esta brecha se mantiene en 2006. Algo similar ocurre con la probabilidad de conservar el empleo. En el caso de las mujeres, la probabilidad de perder el empleo es notablemente mayor para la población más joven, pero, con excepción del 2004, disminuye conforme aumenta la edad. Entre los individuos en las dos primeras categorías de edad, las mujeres tienen mayor propensión que los hombres a perder el empleo; esto se invierte en las categorías superiores. Con respecto a la movilidad, se puede ver que el índice es mayor para los grupos de mayor edad, lo que sugiere que el mercado laboral es menos dinámico para dichos grupos.

Gráfico 2: Probabilidad de perder el empleo según edad



En segundo término se desagrega a la población según nivel educativo. Para ello se crean tres grupos: el primero, incluye a los individuos sin instrucción o con educación primaria (completa o incompleta); el segundo comprende a las personas con educación secundaria (completa o incompleta) y el tercero a aquellos con educación superior (completa o incompleta). En el caso de los hombres, la probabilidad de perder el empleo es menor cuanto mayor sea el nivel educativo, mientras que la probabilidad de permanecer empleado es mayor para los individuos con mayor educación. En ambos casos, esta brecha se achica a lo largo del tiempo, y en 2006 prácticamente no se detectan diferencias entre los grupos de nivel primario y secundario ($p_{ee}=0.93$, $p_{ne}=0.045$). Sin embargo sigue existiendo un diferencial entre estos dos grupos y los individuos con educación superior ($p_{ee}=0.95$, $p_{ne}=0.02$). En lo concerniente a las mujeres, se observa que, excepto en 2005, la probabilidad de permanecer en el empleo es muy similar entre las dos primeras categorías ($p_{ee}=0.82$) y mayor para la categoría superior ($p_{ee}=0.89$); esta brecha es más acentuada que para los hombres.

Gráfico 3: Probabilidad de permanecer empleado según educación



Por último, siguiendo la idea de estudios previos (Lauerová y Terrell, 2002; Tasci y Tansel, 2005), se analiza separadamente a la población según su estado civil. La división se realiza distinguiendo a los casados de los no casados (que incluye solteros, divorciados, separados y viudos). A partir de esta desagregación se puede ver que los hombres casados tienen índices más “favorables” que los no casados: mayor probabilidad de permanecer empleado, menor riesgo de perder el empleo y mayor probabilidad de encontrar empleo, etc. Por su parte, las mujeres no casadas parecen tener una mayor participación en el mercado laboral, ya que tienen mayor probabilidad de permanecer empleadas, menor probabilidad de pasar del empleo y del desempleo a la inactividad, y menor probabilidad de permanecer inactivas. Finalmente, comparando entre hombres y mujeres se puede notar que el diferencial de la probabilidad de permanecer empleado es mayor entre los casados que entre los no casados.

Si bien el hecho de controlar por heterogeneidad poblacional permite una mayor precisión en los resultados, se puede ver que en todos los casos las matrices parecen seguir un mismo patrón: por ejemplo, los hombres tienen mayor probabilidad que las mujeres de permanecer empleados entre un trimestre y el siguiente; al salir del empleo, los hombres pasan principalmente a la desocupación, mientras que las mujeres lo hacen hacia la inactividad; la probabilidad de permanecer inactivo es superior para las mujeres. Esto muestra que los principales resultados hallados para las matrices agregadas son válidos a pesar de que se basen en el restrictivo supuesto de homogeneidad poblacional.

C. Transiciones anuales (2003-2006)

Otra manera de computar las probabilidades de transición es tomando transiciones anuales, es decir, entre un trimestre y el mismo del año siguiente. Una ventaja de este tipo de medición es que no se ve afectado por factores estacionales; con respecto al análisis anterior, podría argumentarse que, por ejemplo, las probabilidades de transición no son iguales entre los dos primeros trimestres y entre los dos últimos¹³. Las matrices de transición pueden verse en el apéndice estadístico.

La mayoría de los resultados hallados anteriormente siguen siendo válidos para estas matrices. Las tasas de salida del empleo son mayores para las mujeres que para los hombres; las mujeres salen principalmente hacia la inactividad y los hombres hacia el

¹³ Si bien se trata de una crítica válida, se realizaron tests de homogeneidad que, con excepción de 2004 para los hombres, no detectan la presencia de estacionalidad. De esta forma, se pueden considerar como iguales las probabilidades de transición entre cualquier par de trimestres consecutivos dentro de cada año.

desempleo. Los hombres encuentran empleo con mayor probabilidad, mientras que el flujo hacia la inactividad es mayor para las mujeres.

Un hecho que sobresale al comparar las matrices anuales y trimestrales es que, mientras que algunas probabilidades toman los mismos valores, otras cambian sustancialmente. Por ejemplo, para los hombres las probabilidades de permanecer empleado entre el primer trimestre y el segundo y entre el primer trimestre y el mismo del año siguiente son muy similares y muestran una tendencia creciente en los años estudiados. Lo mismo ocurre con la probabilidad de pasar del empleo a la desocupación, aunque con una tendencia decreciente. Sin embargo, la probabilidad de encontrar trabajo (p_{ue}) es mayor para las matrices anuales que las trimestrales, mientras que la probabilidad de permanecer desempleado es menor.

En el caso de las mujeres, la probabilidad de salir del empleo es mayor en un año que en un trimestre; desagregando esta tasa en sus dos componentes, p_{eu} y p_{eo} , se ve que esto se debe principalmente a que la probabilidad de salir a la inactividad es mayor. Como contraparte, la tasa de permanencia en el empleo es menor entre un año y otro que entre dos trimestres consecutivos.

Esta diferencia entre las probabilidades de transición trimestrales y anuales es natural al considerar que en un plazo de tiempo breve hay poca posibilidad de movimiento, incluso cuando la estructura es inherentemente móvil (Shorrocks, 1978), lo cual se puede ver, en este caso, comparando los índices de movilidad para las matrices.

Como se dijo anteriormente, el período de tiempo estudiado en este trabajo permite analizar la dinámica del mercado laboral argentino en un contexto de crecimiento tras la crisis económica de 2001-2002. Puede resultar interesante comparar los resultados obtenidos con el trabajo de Gutiérrez (2004), quien calcula las probabilidades de transición entre 1998 y 2002. Para ello, siguiendo a Gutiérrez, se toman las transiciones para el cuarto trimestre¹⁴ para hombres y mujeres entre 25 y 55 años entre 2003 y 2006¹⁵. Los gráficos pueden verse en el apéndice estadístico.

Tras un fuerte aumento entre 2000 y 2001, la probabilidad de permanecer desempleado para los hombres cayó a niveles inferiores que antes de la crisis. Este fenómeno también es cierto en el caso de las mujeres, aunque es menos visible ya que el aumento durante la crisis parece haber sido más débil. La probabilidad de pasar de la desocupación al empleo cayó entre 2000 y 2001; en el caso de los hombres se recuperó y

¹⁴ Gutiérrez utiliza la onda octubre de la EPH puntual.

¹⁵ Debido al cambio de metodología realizado por el INDEC en 2003, no se tienen datos para el período 2002-2003.

superó los niveles de 1998-1999, aunque para las mujeres, tras un aumento entre 2003 y 2004, volvió a alcanzar el nivel de 2001-2002. Finalmente, la probabilidad de permanecer empleado también superó los niveles pre-crisis tanto para hombres como para mujeres.

Es importante aclarar que la validez de estas comparaciones es discutible. A causa del cambio de metodología llevado a cabo por el INDEC, las estimaciones entre 1998-2002 y 2003-2006 se realizaron a partir de encuestas distintas y tomando distintos aglomerados. Por esta razón, las conclusiones no deben ser tomadas como definitivas.

V. Análisis de largo plazo

Es un hecho estilizado que la tasa de desempleo no llega a cero incluso en períodos de fuerte expansión. Esta observación empírica significó un punto de inflexión en la literatura, que comenzó a considerar la posibilidad de una tasa de desempleo de largo plazo o “de equilibrio”. Para ello fue necesario desviarse del modelo neoclásico del mercado laboral, según el cual el desempleo solo puede producirse debido a rigideces exógenas, hacia otros modelos que expliquen por qué los mercados no se vacían.

En el modelo de búsqueda presentado anteriormente, el desempleo de equilibrio se debe a que, a causa de imperfecciones del mercado laboral, en todo momento algunas personas están desempleadas ya que rechazan ofertas laborales mientras buscan otras más atractivas. De este modo, el desempleo de equilibrio es un desempleo friccional.

Si bien no es probable que el mercado laboral de un país, en especial el argentino, esté en equilibrio, es sumamente relevante considerar qué ocurre en el largo plazo para ver qué parte del desempleo se debe a perturbaciones temporales y qué parte a factores estructurales.

Las cadenas de Markov permiten hallar la distribución de la población en estado estacionario mediante un concepto conocido como *Medida Invariante* o *Distribución Estacionaria*. La idea es la siguiente: en el período t , la distribución de la población en las distintas categorías pueden representarse mediante un vector cuyos componentes suman uno:

$$\mu^t = (\mu_e^t \mu_u^t \mu_o^t)$$

Como la matriz de transición Q indica la regla según la cual el sistema se mueve entre períodos, las proporciones del período siguiente estarán dadas por las proporciones del período anterior y la matriz Q :

$$\mu^{t+1} = \mu^t Q$$

En el equilibrio de estado estacionario, la probabilidad de encontrarse en cada estado debe ser igual entre períodos. Es decir, si bien los individuos pueden cambiar de estado, las proporciones permanecen constantes. Luego, el vector de proporciones de equilibrio cumple:

$$\begin{aligned}\mu^{t+1} &= \mu^t = \mu \\ \Rightarrow \mu &= \mu Q\end{aligned}$$

Esto representa un sistema de ecuaciones lineales con tres incógnitas y cuatro ecuaciones (considerando la restricción de que la suma sea igual a uno), por lo cual se puede prescindir de una de ellas. Escribiendo explícitamente este sistema y reordenando los términos se tiene:

$$\begin{cases} \mu_e(1 - p_{ee}) = \mu_u p_{ue} + \mu_o p_{oe} \\ \mu_u(1 - p_{uu}) = \mu_e p_{eu} + \mu_o p_{ou} \\ \mu_e + \mu_u + \mu_o = 1 \end{cases}$$

La primera ecuación se puede interpretar de la siguiente manera: como p_{ee} representa la probabilidad de permanecer empleado, $(1 - p_{ee})$ es la probabilidad de salir del empleo. Por esta razón, el término de la izquierda representa la fracción de empleados que dejan la ocupación, es decir, el flujo desde el empleo. El lado derecho de la ecuación indica las proporciones de desempleados e inactivos que ingresan al empleo, es decir, el flujo hacia el empleo. Esta interpretación es análoga para la segunda ecuación. De esta forma, la medida invariante busca las proporciones que equilibran los flujos desde y hacia cada categoría de manera que las proporciones no varíen entre períodos. A partir de esto se pueden hallar las tasas de desempleo, empleo e inactividad de equilibrio¹⁶.

Si bien no es evidente que el sistema llegue al equilibrio desde cualquier distribución inicial, se puede probar que es suficiente que todas las entradas de la matriz sean positivas¹⁷.

A continuación se calculan las medidas invariantes para las matrices de transición trimestrales de hombres y mujeres entre 2004 y 2006. La idea de comparar las proporciones de equilibrio a lo largo del tiempo es ver la sensibilidad de las mismas a las distintas condiciones económicas. En las tablas 7 y 8 puede verse la evolución temporal de la tasa de actividad (población activa / población total), tasa de empleo (población empleada /

¹⁶ Cabe aclarar que la medida invariante debe ser modificada para hallar la tasa de desempleo, ya que esta tasa no se calcula sobre la población total sino sobre la población activa.

¹⁷ Formalmente, se requiere que la matriz sea *ergódica*, es decir, *irreducible* y *aperiódica*. Bajo estas condiciones el *Teorema Ergódico* asegura la estabilización del sistema desde cualquier distribución inicial. Los aspectos técnicos se discuten en el apéndice matemático.

población total) y tasa de desempleo (población desempleada / población activa) de estado estacionario¹⁸.

En primer lugar, se observa que en estado estacionario las tasas de empleo y de actividad para los hombres son notablemente superiores para los hombres con respecto a las mujeres para todos los años, mientras que la de desempleo es inferior. Por otro lado, y consistentemente con lo dicho respecto de la estabilidad del comportamiento del mercado laboral femenino a lo largo del tiempo, las proporciones de equilibrio no parecen mostrar una tendencia clara entre 2004 y 2006 para las mujeres, mientras que en el caso de los hombres, por el contrario, se puede ver una tendencia creciente de la tasa de actividad y de empleo, junto con una disminución de la tasa de desempleo de equilibrio. Esto parece estar mostrando más evidencia respecto de la menor sensibilidad del mercado femenino a cambios en las condiciones económicas. Es importante aclarar que se están sugiriendo relaciones de correlación y no de causalidad, lo cual excede el alcance de este trabajo.

Tablas 7 y 8: Tasas de Equilibrio

Mujeres			
	<i>Tasa de actividad</i>	<i>Tasa de empleo</i>	<i>Tasa de desempleo</i>
2004	0,57	0,50	0,12
2005	0,53	0,46	0,12
2006	0,54	0,48	0,11

Hombres			
	<i>Tasa de actividad</i>	<i>Tasa de empleo</i>	<i>Tasa de desempleo</i>
2004	0,84	0,76	0,10
2005	0,87	0,80	0,08
2006	0,88	0,82	0,07

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EPH

A partir de la información presentada puede calcularse el tiempo medio de retorno a cada estado, para lo cual se toma la inversa de las proporciones de equilibrio¹⁹. Más precisamente, lo que se calcula es cuántos períodos (trimestres) pasan hasta que se vuelve a caer en el estado inicial.

¹⁸ Las grandes discrepancias entre las tasa calculadas aquí y las publicadas por el INDEC pueden deberse, por un lado, a que son calculadas sobre distintas muestras (en términos de grupos de edad, aglomerados, etc) y por otro lado a que la economía actual no esté en equilibrio.

¹⁹ El resultado que asegura esto, conocido como Lema de Kăc, puede verse en el apéndice matemático.

Tablas 9 y 10: Tiempo Medio de Retorno

Mujeres			
	<i>e</i>	<i>u</i>	<i>o</i>
2004	2,00	14,62	2,32
2005	2,15	15,63	2,12
2006	2,07	17,01	2,18

Hombres			
	<i>e</i>	<i>u</i>	<i>o</i>
2004	1,32	12,08	6,28
2005	1,25	14,51	7,51
2006	1,22	16,72	8,51

Fuente: elaboración propia en base a datos de la EPH

Según las tablas 9 y 10, una mujer desempleada en un cierto trimestre de 2004 tarda en promedio entre 14 y 15 trimestres en volver a estar desocupada, mientras que un hombre tarda 12. En ambos casos el tiempo medio de retorno al desempleo se alarga en los años siguientes. Las mujeres tardan menos tiempo que los hombres en volver a la inactividad; los hombres empleados tienden a permanecer en este estado en el trimestre siguiente (tiempo medio de retorno cercano a 1).

VI. Discusión: limitaciones y validez de los supuestos

Es de importancia fundamental para todo trabajo empírico tener en cuenta las limitaciones y posibles problemas de estimación para saber hasta qué punto las conclusiones derivadas pueden ser tomadas como válidas. Para el presente trabajo, los factores principales que podrían estar afectando la validez de los resultados obtenidos conciernen a los datos y a los supuestos del modelo.

En cuanto a los datos, uno de los problemas más graves a los que está sujeto es el ya mencionado sesgo por *panel attrition*. Como se dijo anteriormente, una correlación entre el fenómeno en cuestión y los factores que determinan la no-respuesta altera la representatividad de la muestra, lo cual sesga los resultados. Por otro lado, ante la presencia del sesgo por *attrition* es poco lo que puede hacerse para evitarlo. Incluso si se aceptaran las conclusiones de estudios previos (Albornoz y Menéndez, 2002; Gutiérrez, 2004) que sugieren que el sesgo por *attrition* no altera significativamente los resultados obtenidos a partir de la EPH, no es evidente que esto siga siendo válido para el presente trabajo.

Otro problema relacionado a los datos utilizados es la ambigüedad en la clasificación de la condición de actividad de las personas encuestadas, principalmente entre el desempleo y la inactividad. La diferencia entre inactivos y desocupados radica en la búsqueda laboral. Entre los no ocupados, aquél que busca trabajo es considerado desocupado; en caso contrario se califica como inactivo. Sin embargo, el hecho de buscar trabajo no puede ser determinado tan fácilmente, ya que depende, entre otras cosas, del período de referencia que se considere y de la intensidad de búsqueda. Esta ambigüedad en la determinación de la condición de actividad de las personas puede ser la causante, entre otras cosas, de que la probabilidad de pasar de la inactividad al empleo hallada anteriormente sea tan alta.

El otro factor que hay que tener en cuenta al evaluar la precisión de los resultados es que las estimaciones se basan siempre en un modelo construido sobre ciertos supuestos. De este modo, la validez de las conclusiones depende directamente de que el modelo utilizado represente con fidelidad el fenómeno estudiado. En este caso, la herramienta utilizada para modelar los flujos del mercado laboral son las cadenas de Markov, que, como se mencionó, se basan en tres supuestos. A continuación se discute brevemente su validez.

Uno de los supuestos que requiere el modelo es el de homogeneidad temporal de las probabilidades de transición. Es decir, el modelo supone que las mismas probabilidades se mantienen en todo el período. Si bien es un supuesto fuerte, más aún en un contexto de crecimiento económico, es relativamente fácil de relajar separando el período en sub-períodos y realizando tests de homogeneidad. Ante la ausencia de homogeneidad temporal se puede simplemente considerar distintas matrices para cada sub-período. De hecho, esto fue lo que se hizo para calcular las matrices de transición entre los distintos años considerados, debido a que los tests rechazaban la hipótesis de homogeneidad. Llegado un cierto punto, el supuesto se hace no testeable debido a la disponibilidad de datos²⁰, pero menos restrictivo, ya que cuanto menor sea el intervalo temporal considerado, más factible es que las probabilidades de transición se mantengan constantes.

El supuesto de homogeneidad poblacional es probablemente el más restrictivo de todos. En efecto, ignorar que la población de la región estudiada está formada por grupos socioeconómicos muy diversos es una postura que puede calificarse de ingenua. Para relajar este supuesto se dividió la población según los criterios de edad, educación y estado civil, aunque es evidente que esta separación no es exhaustiva y excluye otros criterios importantes como el ingreso de los individuos. Sin embargo se vio que, si bien los

²⁰ En este caso, por ejemplo, hay que suponer que dentro de cada trimestre las probabilidades son constantes ya que no se puede dividir el trimestre ante la ausencia de datos mensuales.

resultados se modifican, al controlar por heterogeneidad ciertos patrones de movilidad parecen ser robustos, lo cual podría tomarse como evidencia de que el supuesto de homogeneidad no invalida las conclusiones. Por otro lado, se pueden proponer dos posibilidades que incorporen la heterogeneidad de manera más explícita en futuras investigaciones. Dentro de la metodología basada en matrices de transición, el modelo *Mover-Stayer* extiende el modelo markoviano al dividir la población en dos grupos: los *movers*, que se mueven según una matriz de transición, y los *stayers*, que permanecen en su estado inicial. El objetivo es en este caso estimar la matriz de transición y la proporción de *stayers* en cada categoría. Finalmente, los resultados hallados aquí pueden complementarse a través de un modelo logit multinomial que estime el efecto de las distintas características de la población en las probabilidades de transición.

A través del tercer supuesto, conocido como “propiedad de Markov”, el modelo incorpora la posibilidad de dependencia temporal, aunque de una manera un tanto restrictiva: el estado actual resume toda la información necesaria para conocer el estado futuro, de forma que la historia pasada no tiene influencia. Dicho de otro modo, dos personas actualmente desempleadas tienen la misma probabilidad de hallar empleo en el período siguiente, independientemente de cuántos períodos hayan estado desempleados en el pasado. Ahora bien, la observación empírica muestra que cuanto mayor sea el número de ciclos de desempleo que sufre una persona, mayor es la probabilidad de que esa persona quede desempleada en el futuro. Este fenómeno, denominado *state dependence*, tiene en principio dos explicaciones, una económica y otra estadística. Según la explicación económica, la recurrencia del desempleo puede afectar al trabajador a través de distintas vías: en primer lugar, a través de la pérdida de experiencia laboral y de capital humano; en segundo lugar, puede ocurrir que ante la falta de información respecto de la habilidad de los trabajadores, las empresas tomen la cantidad de ciclos de desempleo como un indicador de productividad, por lo cual a mayor frecuencia del desempleo, menor la probabilidad de ser contratado (Heckman y Borjas, 1980); en tercer lugar, a través de un efecto psicológico que genera un “acostumbramiento” y anula los incentivos a tratar de salir del desempleo (Clark et al, 2001). Esta primera explicación hace referencia al fenómeno conocido como “efecto cicatriz” (*scarring effect*). Según estas hipótesis, la recurrencia del desempleo aumenta la probabilidad de permanecer desempleado. Por otro lado, la explicación estadística sugiere que la mencionada regularidad empírica se debe a una heterogeneidad no observable; más precisamente, el problema reside en que los individuos difieren en características no observables que influyen en la probabilidad de quedar desempleado; si estas variables están

correlacionadas en el tiempo y no se controlan apropiadamente, el desempleo previo puede aparecer como un determinante causal (espurio) del desempleo futuro simplemente por ser una *proxy* de estas características no observables (Heckman y Borjas, 1980). De acuerdo con esta teoría, la cantidad de ciclos de desempleo pasados no tiene impacto en la probabilidad de quedar desempleado en el futuro.

Existe evidencia tanto a favor como en contra de ambas teorías. Por ejemplo, Clark et al (2001) sostienen que mayores niveles de desempleo pasado reducen el daño psicológico generado por el desempleo, por lo cual se produce un efecto “acostumbramiento” que disminuye la probabilidad de salir de la desocupación por medio de una disminución de los incentivos a buscar trabajo. Cappellari et al (2007) estiman un modelo de Markov de orden cuatro para los hombres de más de 50 años y, controlando por la posibilidad de endogeneidad, encuentran un efecto significativo del desempleo pasado. Arulampalam (2004) también presenta evidencia a favor del *scarring effect*. Por su parte, Heckman y Borjas (1980) sostienen que controlando por el sesgo de heterogeneidad el impacto del desempleo previo es no significativo. Estos resultados son reforzados por los hallazgos de Corcoran y Hill (1985).

De esto parece deducirse que no hay evidencia concluyente para evaluar la validez de la propiedad de Markov. Por otro lado hay que tener en cuenta que, si bien sería de sumo interés extender el orden de la cadena varios períodos hacia atrás, esto es imposible de estimar en la práctica ya que, por lo menos para el caso de la EPH, no existen secuencias de observaciones de más de dos períodos. Por esta razón, la propiedad de Markov es un supuesto no testeable.

En definitiva, lo que se quiere remarcar en esta sección es que los resultados del presente trabajo deben ser tomados con cautela teniendo en cuenta los posibles sesgos que pueden estar afectándolos.

VII. Conclusión

En el presente trabajo se buscó caracterizar la movilidad ocupacional para hombres y mujeres en Buenos Aires y la Región Pampeana entre 2003 y 2006 mediante matrices de transición. La utilidad de este análisis reside en que complementa la información que brindan los indicadores estáticos como la tasa de desempleo al enfocarse en los flujos desde y hacia las categorías de empleo, desempleo e inactividad.

La comparación de las tasas de salida del empleo entre hombres y mujeres mostró que las mujeres tienen mayor probabilidad de salir del empleo. Al desagregar esta tasa en sus dos componentes se observó que los hombres tienden a caer en el desempleo, mientras que las mujeres pasan principalmente a la inactividad. Con respecto al desempleo, se vio que las tasas de salida son similares para hombres y mujeres; la menor probabilidad de encontrar empleo para las mujeres es compensada por su mayor probabilidad de pasar a la inactividad.

La desagregación de las matrices según edad, educación y estado civil mostró que las conclusiones son robustas.

El análisis de los determinantes de las transiciones entre categorías ocupacionales permite sacar algunas conclusiones relevantes para el diseño de políticas públicas. En el caso del mercado laboral masculino, los principales parámetros en los que habría que concentrarse son la probabilidad de perder el empleo y la probabilidad de permanecer desempleado. En definitiva, los problemas principales de los hombres parecen estar relacionados con la pérdida del empleo y la dificultad para hallar uno nuevo. En el caso de las mujeres parece cobrar más importancia la categoría de inactividad. Las probabilidades de pasar a dicho estado y de permanecer en él parecen ser los factores que determinan la menor participación de las mujeres en el empleo. Resta investigar en futuros trabajos si este fenómeno es voluntario o es un reflejo del efecto trabajador desalentado.

Bibliografía

Akerlof, G. y Main, B. “Pitfalls in Markov Modeling of Labor Markets Stocks and Flows”. *The Journal of Human Resources*, Vol.16, No.1 (1981), pp. 141-151.

Albornoz, F. y Menéndez, M. “Analyzing Income Mobility and Inequality: The Case of Argentina during the 1990’s”. *Seminario de Economía 2002*, UNLP.

Anderson, T. y Goodman, L. “Statistical Inference about Markov Chains”. *The Annals of Mathematical Statistics*, Vol.28, No.1 (1957), pp. 89-110.

Arulampalam, W. “State dependence in unemployment incidence: Evidence for British men revisited”. *IZA Discussion Paper No.630, Institute for the Study of Labor* (2002).

Behrman, J. “Social Mobility” En: **Birdsall, N. y Graham, C. (ed.):** “New Markets, New Opportunities. Economic and Social Mobility in a Changing World”. *Brookings Institution Press*, Washington D.C. (2000).

Borovkov, A. “Probability Theory”. *Gordon and Breach Science Publishers, Amsterdam* (1998).

Cahuc, P. y Zylberberg, A. “Économie du Travail : la Formation des Salaires et les Déterminants du Chômage”. *De Boeck & Larcier*, Paris, 1996.

Cappellari, L., Dorsett, R. y Haile, G. “State dependence, duration dependence and unobserved heterogeneity in the employment transitions of the over-50”. *ISER Working Paper No.2007-16* (2007).

Clark, A., Georgellis, Y. y Sanfey, P. “Scarring: The Psychological Impact of Past Unemployment”. *Economica*, New Series, Vol.68, No.70 (2001), pp. 221-241.

Corcoran, M. y Hill, M. “Reoccurrence of Unemployment among Adult Men”. *The Journal of Human Resources*, Vol.20 No.2 (1985), pp. 165-183.

DeBoer, L. y Seeborg, M. “The Unemployment Rates of Men and Women: a Transition Probability Analysis”. *Industrial and labor Relations Review*, Vol.42, No.3 (1989), pp. 404-414.

Ehrenberg, R. y Smith, R. “Modern Labor Economics. Theory and Public Policy”. *Addison-Wesley Longmann*, séptima edición (2000).

Feldstein, M. “The Importance of Temporary Layoffs: An Empirical Analysis”. *Brookings papers on Economic Activity*, Vol. 1975, No.3 (1975), pp. 725-745.

Ferrari, P. y Galves, A. “Construction of Stochastic Processes, Coupling and Regeneration”. *Notas del curso presentado en la XIII Escuela Venezolana de Matemáticas* (2000).

Fields, G. S. “Income Mobility: Concepts and Measures”. En: **Birdsall, N. y Graham, C. (ed.):** “New Markets, New Opportunities. Economic and Social Mobility in a Changing World”. *Brookings Institution Press*, Washington D.C. (2000).

Gutiérrez, F. “Dinámica Salarial y Ocupacional: Análisis de Panel para Argentina 1998-2002”. *Documento de Trabajo No.11*, CEDLAS (2004).

Hall, R., Gordon, A. y Holt, C. “Turnover in the Labor Force”. *Brookings papers on Economic Activity*, Vol. 1972, No.3 (1972), pp. 709-764.

Heckman, J. y Borjas, G. “Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence”. *Economica*, New Series, Vol.47, No.187, Special Issue on Unemployment (1980), pp. 247-283.

Hierro, M. y Guijarro, M. “Una revisión de la aplicación de las cadenas de Markov discretas al estudio de la movilidad geográfica”. *Revista Estadística Española*, Vol.49 No.166 (2007), pp. 473-499.

INDEC. La nueva Encuesta Permanente de Hogares de Argentina. 2003

Lauerová, J. y Terrell, K. "Explaining Gender Differences in Unemployment with Micro Data on Flows in Post-Communist Economies", *IZA Discussion Paper No.600*, Institute for the Study of Labor (2002).

Lima, V. y Paredes, R. “Labor Market Regimes and Mobility through a Markov Chain in Chile” *Econometric Society 2004 Latin American Meetings* 317, Econometric Society (2004).

Marston, S., Feldstein, M. y Hymans, S. “Employment instability and high Unemployment Rates”. *Brookings papers on Economic Activity*, Vol. 1976, No.1 (1976), pp. 169-210.

McCall, J. “An Analysis of Poverty: A Suggested Methodology”. *The Journal of Business*, Vol.43, No.1 (1970), pp. 31-43.

Meyn, S. y Tweedie, R. “Markov Chains and Stochastic Stability”. *Springer-Verlang London Limited*, Londres (1993).

Perry, R., Hall, R. Holt, C. y Kaitz, H. “Unemployment Flows in the U.S. Labor Markets”. *Brookings papers on Economic Activity*, Vol. 1972, No.2 (1972), pp. 245-292.

Rice, J. “Mathematical Statistics and Data Analysis”. *Duxbury Press*, California, 1995.

Rogerson, R., Shimer, R. y Wright, R. “Search-Theoretic Models of the Labor Market: a Survey”. *NBER Working Paper No.10655* (2004)

Shorrocks, A. F. “Income Mobility and the Markov Assumption”. *The Economic Journal*, Vol. 86, No. 343 (1976), pp.566-578

Shorrocks, A. F. “The Measure of Mobility”. *Econometrica*, Vol.45, No.5 (1978), pp1013-1024

Summers, L. “Understanding Unemployment”. *MIT Press*, Cambridge, Massachusetts (1990).

Tasci, M. y Tansel, A. “Unemployment and Transitions in the Turkish Labor Market: Evidence form Individual Level Data” *IZA Discussion Paper No.1663, Institute for the Study of Labor* (2005).

Tornarolli, L. y Conconi, A. “Informalidad y Movilidad Laboral. Un Análisis Empírico para Argentina” *Documento de Trabajo No.59, CEDLAS* (2007).



Universidad de
San Andrés

APÉNDICE MATEMÁTICO

1. Cadenas de Markov

A continuación se caracteriza formalmente a las cadenas de Markov. Se tiene una sucesión de variables aleatorias X_t ordenadas a lo largo del tiempo, cada una de ellas definida en el mismo espacio de probabilidad (χ, \mathcal{A}, P) . El espacio χ sobre el cual toman valores las X se denomina **espacio de estados**²¹, y, en adelante, se supone finito. La sucesión $\{X_t : t \in T\}$ representa un **proceso estocástico**.

Definiciones:

- Un proceso estocástico $\{X_t : t \in T\}$ definido en un espacio de probabilidad

$(\Omega, \mathcal{F}, P')$ es una **Cadena de Markov** si

$$\forall \{x_0, x_1, \dots, x_n\} / P(X_0 = x_0, X_1 = x_1, \dots, X_{n-1} = x_{n-1}) > 0, \\ P(X_n = x_n | X_{n-1} = x_{n-1}, \dots, X_0 = x_0) = P(X_n = x_n | X_{n-1} = x_{n-1})$$

Se puede considerar como espacio Ω , en el cual está definido el proceso, al producto cartesiano infinito del espacio de estados χ con la sigma-álgebra producto. La medida en dicho espacio queda definida a partir de las probabilidades finito-dimensionales (*Teorema de Extensión de Kolmogorov*).

- Se define la **matriz de transición** como:

$$Q(x, y): \chi \times \chi \rightarrow [0, 1] / \sum_{y \in \chi} Q(x, y) = 1$$

- Dado un par de estados $(x_0, y_0) \in \chi \times \chi$, se llama **probabilidad de transición** a:

$$Q(x_0, y_0) = P(X_n = y_0 | X_{n-1} = x_0)$$

De acuerdo a estas definiciones, a partir de una distribución inicial $P(X_0 = x_0)$ y la matriz de transición $Q(x, y)$ se puede hallar la distribución conjunta del proceso:

$$P(X_0 = x_0, X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n) = P(X_0 = x_0)Q(x_0, x_1)Q(x_1, x_2) \dots Q(x_{n-1}, x_n)$$

²¹ Ver nota 4.

2. Estimación de los parámetros

La estimación de las probabilidades de transición se basa en el criterio de Máxima Verosimilitud. En este caso la función de verosimilitud a maximizar está dada por la probabilidad de las distintas secuencias posibles:

$$lik = \prod_{i,j} p_{ij}^{n_{ij}}$$

Donde $i, j = 1, 2, \dots, m$ ($m = \# \chi$).

El objetivo es encontrar las probabilidades de transición que maximicen dicha función sujeto a que la suma por filas sea igual a 1. El problema queda:

$$\max_{p_{ij}} \ln(lik) = \ln\left(\prod_{i,j} p_{ij}^{n_{ij}}\right) \quad \text{s.a} \quad \sum_{j=1}^m p_{ij} = 1 \quad i, j = 1, 2, \dots, m$$

Se plantea el Lagrangiano:

$$L = \sum_{i,j} n_{ij} \ln(p_{ij}) + \sum_{i=1}^m \lambda_i \left(\sum_{j=1}^m p_{ij} - 1 \right)$$

Las Condiciones de Primer Orden son:

$$\frac{\partial \ln(lik)}{\partial \hat{p}_{ij}} = \frac{n_{ij}}{\hat{p}_{ij}} + \lambda_i = 0$$
$$\frac{\partial \ln(lik)}{\partial \lambda_i} = \sum_{j=1}^m \hat{p}_{ij} - 1 = 0 \quad i, j = 1, 2, \dots, m$$

De la primera condición se obtiene:

$$\hat{p}_{ij} = \frac{n_{ij}}{-\lambda_i}$$

Introduciendo esto en la segunda condición:

$$\sum_{j=1}^m \frac{n_{ij}}{-\lambda_i} = 1 \quad \Rightarrow \quad -\lambda_i = \sum_{j=1}^m n_{ij}$$

Con lo cual se obtiene el resultado final:

$$\hat{p}_{ij} = \frac{n_{ij}}{\sum_{j=1}^m n_{ij}}$$

Los estimadores tienen las siguientes propiedades asintóticas:

- Consistencia
- Insesgadez
- Eficiencia (su varianza alcanza la cota de Rao-Cramer)
- Normalidad:

$$\sqrt{n}(\hat{p}_{ij} - p_{ij}) \xrightarrow{D} N(0, \sigma^2)$$

La demostración de la normalidad asintótica, así como la expresión explícita de la varianza, pueden hallarse en Anderson y Goodman (1957).

3. Medida Invariante

En esta sección se analizan intuitiva y formalmente las condiciones que permiten calcular las proporciones de estado estacionario, lo cual se conoce en teoría de los Procesos Estocásticos como Medida Invariante.

Definición: Dada una cadena de Markov $\{X_t : t \in T\}$ con matriz de transición Q , una probabilidad μ sobre el espacio de estados χ se llama **Medida Invariante** para Q si cumple:

$$\forall x \in \chi, \mu(x) = \sum_{a \in \chi} \mu(a)Q(a, x)$$

Por tratarse de una probabilidad vale:

$$\sum_{x \in \chi} \mu(x) = 1$$

Análogamente, $\mu = (\mu(a) : a \in \chi)$ es un autovector a izquierda de Q con autovalor 1. Esto puede expresarse como un sistema de ecuaciones lineales:

$$\mu Q = \mu$$

La medida invariante tiene una interpretación probabilística interesante (Ferrari y Galves, 2000). Suponiendo que el estado inicial de la cadena es sorteado según la ley μ , la ley de la cadena en cada período será la misma que en el período inicial. Por esta razón, la probabilidad de hallar la cadena en el estado a en el período n estará dada por $\mu(a)$ cualquiera sea n y a .

De esto se desprende la interpretación económica de la medida invariante. En el presente trabajo, $\mu=(\mu_e, \mu_u, \mu_o)$ representa las proporciones de la población en cada categoría. El hecho de que μ sea la medida invariante indica que si la población se distribuyera según estas probabilidades, entonces las proporciones de empleados, desempleados e inactivos serían constantes en el tiempo. Por lo tanto, la medida invariante representa las proporciones de equilibrio. Esto puede verse más claramente de la siguiente manera. Escribiendo el sistema de ecuaciones y reordenando los términos se puede plantear, para un dado i :

$$\sum_{j \neq i} \mu_j p_{ji} = \mu_i (1 - p_{ii})$$

Si, por ejemplo, i representa desempleo, el lado izquierdo indica la proporción de personas que no estaban desempleadas (μ_j con $j \neq i$) que pasan al desempleo (llegan al estado i desde el j). Además, como p_{ii} indica la probabilidad de permanecer desempleado, $1-p_{ii}$ es la probabilidad de salir del desempleo. Entonces el lado derecho muestra la proporción de gente que sale del desempleo. Es decir, resolver este sistema equivale a hallar las proporciones que igualan los flujos desde y hacia cada estado. Trivialmente, cuando la tasa de salida es igual a la tasa de entrada, la proporción en cada estado es constante.

De aquí surgen tres preguntas. En primer lugar, bajo qué condiciones existe una medida invariante. Como en este caso el espacio de estados es finito, esto puede responderse con un resultado general de álgebra lineal conocido como *Teorema de Perron-Frobenius*, según el cual una matriz Q en un espacio de estados finito admite al menos una medida invariante. Sin embargo, dicha proposición no asegura la unicidad. Una ilustración trivial de esto es la matriz identidad, para la cual cualquier medida es invariante. Un ejemplo más ilustrativo es el siguiente:

$$Q = \begin{bmatrix} p & 1-p & 0 & 0 \\ 1-p & p & 0 & 0 \\ 0 & 0 & q & 1-q \\ 0 & 0 & 1-q & q \end{bmatrix}$$

Esta matriz puede verse como dos cadenas separadas, una entre los dos primeros estados y otra entre los dos últimos. En particular, una medida formada, por ejemplo, por

$(\mu_1, \mu_2, 0, 0)$ donde (μ_1, μ_2) es la medida invariante de la matriz superior, también será una medida invariante de la matriz principal. Más aún, se puede probar fácilmente que cualquier combinación convexa entre medidas de las matrices menores es una medida invariante de Q , por lo cual esta última tiene *infinitas* medidas invariantes.

La segunda pregunta es entonces qué debe ocurrir para asegurar la unicidad. El ejemplo mencionado sugiere que es necesario que la matriz no pueda “reducirse” a matrices más pequeñas. Dicho de otro modo, debe ser posible pasar de un estado a cualquiera de los otros, aunque sea en varios pasos, de forma que todos los estados estén conectados entre sí. Esto motiva la siguiente definición:

Definición: Una matriz de transición Q es *irreducible* si:

$$\forall x, y \in \mathcal{X} \exists n / Q^n(x, y) > 0$$

Es decir, de cualquier estado se puede llegar a cualquier otro en n pasos. Cabe aclarar que $n=n(x,y)$.

La última pregunta que hay que responder es si partiendo de una distribución inicial cualquiera las probabilidades en cada estado se acercan efectivamente a la medida invariante. Se sabe que partiendo de un cierto estado inicial a , la probabilidad de encontrarse en el estado x tras n períodos está dada por:

$$P(X_n^a = x) = Q^n(a, x)$$

Luego, la pregunta es si Q^n tiene un límite bien definido cuando n tiende a infinito o, más precisamente, qué debe ocurrir para que Q^n tienda a un cierto límite. Un caso interesante es el siguiente:

$$Q = \begin{bmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{bmatrix}$$

En este caso se puede ver fácilmente:

$$Q^n = \begin{cases} Q & \text{si } n \text{ es impar} \\ I & \text{si } n \text{ es par} \end{cases}$$

Donde I es la matriz identidad.

En este ejemplo es claro que la matriz no puede tener un límite ya que la sucesión $(Q^n)_n$ no converge sino que oscila. Es interesante notar que las transiciones del estado 1 al 1 o del 2 al 2 solo pueden hacerse en tiempos pares, mientras que las del 1 al 2 o 2 al 1 solo en tiempos impares. Los estados que cumplen esta propiedad se llaman *periódicos*. Luego,

parece razonable considerar que una condición necesaria para que la matriz converja es que sea *aperiódica*. Se puede establecer entonces la siguiente definición:

Definición:

- Un elemento x es **periódico de período d** si:

$$MCD \{n \geq 1 : Q^n(x, x) > 0\} = d$$

donde *MCD* significa Máximo Común Divisor.

- Si $d = 1$ el elemento se dice **aperiódico**.

En el ejemplo anterior, el período de los estados 1 y 2 es: $MCD \{2, 4, 6, 8, \dots\} = 2$.

Hasta aquí se sugirieron las dos condiciones que debe tener una matriz finita para asegurar unicidad y convergencia a la medida invariante. El resultado siguiente, conocido como *Teorema Ergódico*, plantea esto formalmente.

Teorema (Teorema Ergódico): Una cadena de Markov en un espacio de estados finito con matriz de transición irreducible y aperiódica es **ergódica**. Es decir, cumple:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(X_n^j = k) := \lim_{n \rightarrow \infty} p_{jk}(n) = \mu_k > 0 \quad \forall j, k \in \chi$$

donde $\{\mu_k\}$ es la única solución del sistema:

$$\begin{cases} \sum_{k \in \chi} \mu_k = 1 \\ \mu_k = \sum_{j \in \chi} \mu(j) p_{jk} \end{cases}$$

La demostración de este resultado puede hallarse en Borovkov (1998).

Es importante notar que este teorema asegura que las $p_{jk}(n)$ convergen a un valor que es independiente de j , por lo cual las probabilidades μ_k *no dependen del estado inicial*.

Por otro lado, es fácil ver que el hecho de que una matriz tenga todas sus entradas positivas es suficiente para que sea ergódica, lo cual garantiza la existencia y convergencia de las medidas invariantes para las matrices analizadas en el presente trabajo.

A partir de la medida invariante puede hallarse otro parámetro interesante. Se define $T^{a \rightarrow b}$ como la variable (aleatoria) que indica la cantidad de períodos que pasan hasta que se llega al estado b desde el estado inicial a :

$$T^{a \rightarrow b} = \min\{n \geq 1 : X_n^a = b\}$$

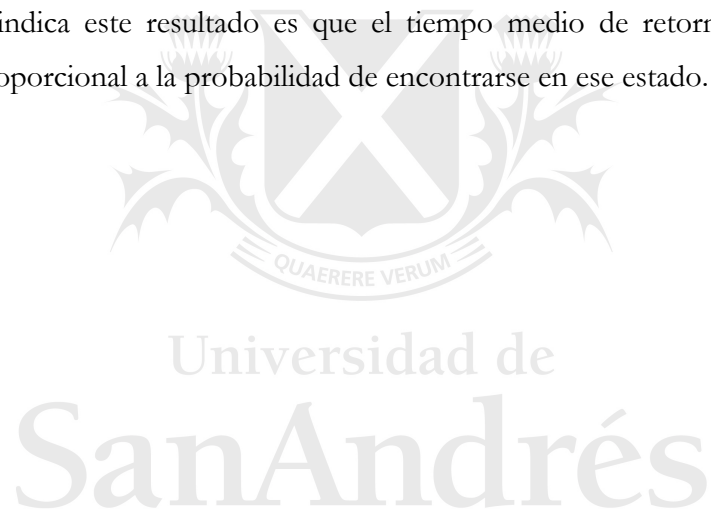
Entonces puede probarse el siguiente resultado:

Teorema (Lema de K ac): Sea $\{X_t : t \in T\}$ una cadena de Markov con matriz Q irreducible en un espacio χ . Si μ es una medida invariante de Q y $\mu(a) > 0$ entonces:

$$E(T^{a \rightarrow a}) = \frac{1}{\mu(a)}$$

Se puede ver la demostraci n de esta proposici n en Ferrari y Galves (2000).

Lo que indica este resultado es que el tiempo medio de retorno al estado a es inversamente proporcional a la probabilidad de encontrarse en ese estado.



APÉNDICE ESTADÍSTICO ²²

Transiciones trimestrales (2004-2006)

Mujeres

2004 - Trimestre 1 a 2		N=2336	
	e	u	o
e	0,8569	0,0447	0,0984
u	0,3398	0,3447	0,3155
o	0,1072	0,0531	0,8396

2004 - Trimestre 2 a 3		N=2652	
	e	u	o
e	0,8443	0,0541	0,1015
u	0,3073	0,3561	0,3366
o	0,1130	0,0379	0,8490

2004 - Trimestre 3 a 4		N=2520	
	e	u	o
e	0,8609	0,0466	0,0925
u	0,3918	0,2807	0,3275
o	0,1162	0,0487	0,8350

Test de homogeneidad²³: p-valor= 0,4135

2005 - Trimestre 1 a 2		N=2545	
	e	u	o
e	0,8445	0,0384	0,1170
u	0,3351	0,3622	0,3027
o	0,1004	0,0469	0,8527

2005 - Trimestre 2 a 3		N=2645	
	e	u	o
e	0,8384	0,0427	0,1189
u	0,3392	0,3743	0,2865
o	0,1141	0,0391	0,8469

2005 - Trimestre 3 a 4		N=2694	
	e	u	o
e	0,8418	0,0493	0,1088
u	0,3198	0,3430	0,3372
o	0,1189	0,0458	0,8353

Test de homogeneidad: p-valor= 0,8761

2006 - Trimestre 1 a 2		N=2676	
	e	u	o
e	0,8512	0,0413	0,1074
u	0,3254	0,2817	0,3929
o	0,1227	0,0395	0,8377

2006 - Trimestre 2 a 3		N=2816	
	e	u	o
e	0,8476	0,0462	0,1061
u	0,2800	0,2971	0,4229
o	0,1210	0,0439	0,8351

2006 - Trimestre 3 a 4		N=3359	
	e	u	o
e	0,8502	0,0378	0,1120
u	0,3600	0,3314	0,3086
o	0,1097	0,0524	0,8379

Test de homogeneidad: p-valor= 0,4971

2004		N=7508	
	e	u	o
e	0,8515	0,0504	0,0981
u	0,3310	0,3415	0,3275
o	0,1196	0,0460	0,8344

2005		N=7884	
	e	u	o
e	0,8415	0,0437	0,1148
u	0,3314	0,3598	0,3087
o	0,1112	0,0439	0,8449

2006		N=8851	
	e	u	o
e	0,8497	0,0416	0,1088
u	0,3223	0,3007	0,3771
o	0,1171	0,0459	0,8369

Test de homogeneidad: p-valor= 0,1348

Hombres

2004 - Trimestre 1 a 2		N=2261	
	e	u	o
e	0,9049	0,0597	0,0354
u	0,4716	0,4236	0,1048
o	0,1622	0,0944	0,7434

2004 - Trimestre 2 a 3		N=2539	
	e	u	o
e	0,9213	0,0472	0,0315
u	0,4820	0,3633	0,1547
o	0,1183	0,0817	0,8000

2004 - Trimestre 3 a 4		N=2472	
	e	u	o
e	0,9143	0,0550	0,0307
u	0,5875	0,3125	0,1000
o	0,1520	0,0468	0,8012

Test de homogeneidad: p-valor= 0,0171

²² Todas las tablas presentadas son de elaboración propia en base a datos de la EPH

²³ $H_0 : \forall i, p_{ij}(t) = p_{ij}, t = 1, 2, 3 i, j = e, u, o$ (las probabilidades son constantes en el tiempo). El desarrollo formal del test puede verse en Anderson y Goodman (1957).

2005 - Trimestre 1 a 2				N=2481			
	e	u	o				
e	0,9253	0,0447	0,0300				
u	0,5000	0,3585	0,1415				
o	0,1599	0,0623	0,7778				

2005 - Trimestre 2 a 3				N=2479			
	e	u	o				
e	0,9224	0,0443	0,0334				
u	0,4946	0,3641	0,1413				
o	0,1835	0,0904	0,7261				

2005 - Trimestre 3 a 4				N=2570			
	e	u	o				
e	0,9276	0,0431	0,0293				
u	0,5673	0,2837	0,1490				
o	0,1942	0,0899	0,7159				

Test de homogeneidad: p -valor= 0,6904

2006 - Trimestre 1 a 2				N=2502			
	e	u	o				
e	0,9364	0,0410	0,0226				
u	0,5381	0,2284	0,2335				
o	0,1972	0,0873	0,7155				

2006 - Trimestre 2 a 3				N=2607			
	e	u	o				
e	0,9391	0,0398	0,0211				
u	0,4566	0,3757	0,1676				
o	0,1633	0,0804	0,7563				

2006 - Trimestre 3 a 4				N=3148			
	e	u	o				
e	0,9396	0,0366	0,0237				
u	0,5121	0,2899	0,1981				
o	0,1645	0,0921	0,7434				

Test de homogeneidad: p -valor= 0,3417

2004				N=7272			
	e	u	o				
e	0,9138	0,0537	0,0324				
u	0,5127	0,3655	0,1218				
o	0,1438	0,0743	0,7819				

2005				N=7530			
	e	u	o				
e	0,9251	0,0440	0,0308				
u	0,5215	0,3344	0,1440				
o	0,1789	0,0807	0,7404				

2006				N=8257			
	e	u	o				
e	0,9385	0,0389	0,0226				
u	0,5043	0,2946	0,2010				
o	0,1737	0,0868	0,7395				

Test de homogeneidad: p -valor= $1,82276 \times 10^{-7}$

Transiciones y heterogeneidad poblacional

Matrices por grupo etario

18 a 25 años

Mujeres - 2004				N=1740			
	e	u	o				
e	0,7630	0,1023	0,1347				
u	0,3272	0,3318	0,3410				
o	0,1136	0,0662	0,8203				
				<i>IM:0,40</i>			

Mujeres - 2005				N=1806			
	e	u	o				
e	0,7470	0,0960	0,1570				
u	0,3069	0,3862	0,3069				
o	0,1134	0,0614	0,8252				
				<i>IM:0,45</i>			

Mujeres - 2006				N=2089			
	e	u	o				
e	0,7672	0,0915	0,1413				
u	0,3251	0,3251	0,3498				
o	0,1170	0,0762	0,8069				
				<i>IM:0,40</i>			

Hombres - 2004				N=1772			
	e	u	o				
e	0,8246	0,1015	0,0738				
u	0,4504	0,3550	0,1947				
o	0,1533	0,0710	0,7757				
				<i>IM:0,42</i>			

Hombres - 2005				N=1813			
	e	u	o				
e	0,8462	0,0754	0,0784				
u	0,5484	0,2811	0,1705				
o	0,1774	0,0817	0,7409				
				<i>IM:0,37</i>			

Hombres - 2006				N=1988			
	e	u	o				
e	0,8525	0,0865	0,0610				
u	0,4239	0,2798	0,2963				
o	0,1623	0,0943	0,7434				
				<i>IM:0,36</i>			

26 a 40 años

Mujeres - 2004				N=2413			
	e	u	o				
e	0,8864	0,0366	0,0770				
u	0,3498	0,3842	0,2660				
o	0,1643	0,0616	0,7741				
				<i>IM:0,48</i>			

Mujeres - 2005				N=2551			
	e	u	o				
e	0,8700	0,0386	0,0914				
u	0,3480	0,4020	0,2500				
o	0,1235	0,0570	0,8194				
				<i>IM:0,51</i>			

Mujeres - 2006				N=2905			
	e	u	o				
e	0,8765	0,0343	0,0892				
u	0,3333	0,3043	0,3623				
o	0,1242	0,0484	0,8274				
				<i>IM:0,44</i>			

Hombres - 2004			
	N=2436		
	e	u	o
e	0,9454	0,0417	0,0129
u	0,5721	0,3581	0,0698
o	0,1866	0,1045	0,7090
IM:0,46			

Hombres - 2005			
	N=2528		
	e	u	o
e	0,9551	0,0337	0,0112
u	0,5915	0,3293	0,0793
o	0,2482	0,1314	0,6204
IM:0,41			

Hombres - 2006			
	N=2864		
	e	u	o
e	0,9614	0,0281	0,0105
u	0,5796	0,3185	0,1019
o	0,2897	0,1517	0,5586
IM:0,38			

41 a 54 años

Mujeres - 2004			
	N=1981		
	e	u	o
e	0,8667	0,0451	0,0882
u	0,3482	0,3214	0,3304
o	0,1343	0,0436	0,8221
IM:0,45			

Mujeres - 2005			
	N=2039		
	e	u	o
e	0,8720	0,0265	0,1014
u	0,3131	0,2727	0,4141
o	0,1232	0,0395	0,8373
IM:0,42			

Mujeres - 2006			
	N=2219		
	e	u	o
e	0,8724	0,0298	0,0978
u	0,3048	0,2857	0,4095
o	0,1461	0,0384	0,8156
IM:0,42			

Hombres - 2004			
	N=1891		
	e	u	o
e	0,9407	0,0395	0,0198
u	0,5247	0,3889	0,0864
o	0,1560	0,1009	0,7431
IM:0,50			

Hombres - 2005			
	N=1940		
	e	u	o
e	0,9437	0,0370	0,0194
u	0,4604	0,3813	0,1583
o	0,2083	0,0625	0,7292
IM:0,49			

Hombres - 2006			
	N=2032		
	e	u	o
e	0,9636	0,0270	0,0094
u	0,5426	0,3298	0,1277
o	0,1746	0,0714	0,7540
IM:0,47			

55 a 65 años

Mujeres - 2004			
	N=1344		
	e	u	o
e	0,8389	0,0309	0,1302
u	0,2051	0,2308	0,5641
o	0,0646	0,0113	0,9240
IM:0,40			

Mujeres - 2005			
	N=1488		
	e	u	o
e	0,8218	0,0257	0,1525
u	0,4167	0,2222	0,3611
o	0,0855	0,0169	0,8976
IM:0,38			

Mujeres - 2006			
	N=1638		
	e	u	o
e	0,8348	0,0211	0,1441
u	0,2979	0,1915	0,5106
o	0,0832	0,0176	0,8992
IM:0,36			

Hombres - 2004			
	N=1173		
	e	u	o
e	0,8860	0,0558	0,0582
u	0,5278	0,3704	0,1019
o	0,0969	0,0543	0,8488
IM:0,50			

Hombres - 2005			
	N=1249		
	e	u	o
e	0,9049	0,0476	0,0476
u	0,4167	0,4048	0,1786
o	0,1383	0,0603	0,8014
IM:0,51			

Hombres - 2006			
	N=1373		
	e	u	o
e	0,9289	0,0360	0,0350
u	0,5542	0,2530	0,1928
o	0,1409	0,0447	0,8144
IM:0,41			

Matrices por nivel educativo

Nivel primario (completo o incompleto)

Mujeres - 2004			
	N=2297		
	e	u	o
e	0,8281	0,0528	0,1191
u	0,2615	0,2769	0,4615
o	0,1018	0,0384	0,8598
IM:0,41			

Mujeres - 2005			
	N=2372		
	e	u	o
e	0,7905	0,0389	0,1706
u	0,3091	0,3091	0,3818
o	0,1063	0,0329	0,8608
IM:0,43			

Mujeres - 2006			
	N=2581		
	e	u	o
e	0,8178	0,0310	0,1512
u	0,3617	0,2128	0,4255
o	0,1083	0,0368	0,8550
IM:0,			

Hombres - 2004				N=2315
	e	u	o	
e	0,8969	0,0706	0,0325	
u	0,5818	0,3273	0,0909	
o	0,1647	0,0784	0,7569	
IM:0,43				

Hombres - 2005				N=2298
	e	u	o	
e	0,9099	0,0580	0,0321	
u	0,5792	0,2941	0,1267	
o	0,1940	0,0821	0,7239	
IM:0,40				

Hombres - 2006				N=2456
	e	u	o	
e	0,9323	0,0451	0,0226	
u	0,6129	0,2366	0,1505	
o	0,1957	0,0797	0,7246	
IM:0,36				

Nivel secundario (completo o incompleto)

Mujeres - 2004				N=2823
	e	u	o	
e	0,8286	0,0664	0,1051	
u	0,3525	0,3870	0,2605	
o	0,1427	0,0509	0,8063	
IM:0,48				

Mujeres - 2005				N=3000
	e	u	o	
e	0,8259	0,0614	0,1127	
u	0,3162	0,3846	0,2991	
o	0,1223	0,0499	0,8278	
IM:0,48				

Mujeres - 2006				N=3428
	e	u	o	
e	0,8286	0,0546	0,1168	
u	0,3123	0,3439	0,3439	
o	0,1361	0,0484	0,8155	
IM:0,48				

Hombres - 2004				N=2929
	e	u	o	
e	0,9169	0,0551	0,0280	
u	0,4813	0,4188	0,1000	
o	0,1818	0,0874	0,7308	
IM:0,5				

Hombres - 2005				N=3095
	e	u	o	
e	0,9268	0,0461	0,0271	
u	0,4965	0,3601	0,1434	
o	0,2344	0,1276	0,6380	
IM:0,43				

Hombres - 2006				N=3398
	e	u	o	
e	0,9366	0,0445	0,0188	
u	0,5090	0,3430	0,1480	
o	0,2145	0,1253	0,6602	
IM:0,43				

Nivel superior (completo o incompleto)

Mujeres - 2004				N=2388
	e	u	o	
e	0,8924	0,0320	0,0755	
u	0,3500	0,3222	0,3278	
o	0,1121	0,0495	0,8384	
IM:0,47				

Mujeres - 2005				N=2512
	e	u	o	
e	0,8943	0,0283	0,0773	
u	0,3641	0,3587	0,2772	
o	0,1027	0,0499	0,8474	
IM:0,5				

Mujeres - 2006				N=2842
	e	u	o	
e	0,8933	0,0347	0,0720	
u	0,3068	0,3011	0,3920	
o	0,1028	0,0540	0,8432	
IM:0,45				

Hombres - 2004				N=2028
	e	u	o	
e	0,9305	0,0297	0,0398	
u	0,4539	0,3224	0,2237	
o	0,1111	0,0646	0,8242	
IM:0,47				

Hombres - 2005				N=2137
	e	u	o	
e	0,9402	0,0244	0,0354	
u	0,4639	0,3505	0,1856	
o	0,1320	0,0474	0,8206	
IM:0,5				

Hombres - 2006				N=2403
	e	u	o	
e	0,9487	0,0227	0,0286	
u	0,3158	0,2719	0,4123	
o	0,1376	0,0662	0,7962	
IM:0,42				

Matrices por estado civil

Casado

Mujeres - 2004				N=3264
	e	u	o	
e	0,8411	0,0340	0,1249	
u	0,2817	0,2746	0,4437	
o	0,1072	0,0296	0,8632	
IM:0,42				

Mujeres - 2005				N=3355
	e	u	o	
e	0,8320	0,0261	0,1419	
u	0,2750	0,2917	0,4333	
o	0,0944	0,0269	0,8787	
IM:0,44				

Mujeres - 2006				N=3647
	e	u	o	
e	0,8343	0,0208	0,1449	
u	0,2752	0,2685	0,4564	
o	0,1031	0,0243	0,8726	
IM:0,42				

Hombres - 2004			
	N=3246		
	e	u	o
e	0,9459	0,0317	0,0223
u	0,5253	0,3917	0,0829
o	0,1142	0,0748	0,8110
IM:0,53			

Hombres - 2005			
	N=3176		
	e	u	o
e	0,9509	0,0295	0,0197
u	0,5393	0,2978	0,1629
o	0,1840	0,0600	0,7560
IM:0,44			

Hombres - 2006			
	N=3454		
	e	u	o
e	0,9660	0,0214	0,0125
u	0,6029	0,2500	0,1471
o	0,1860	0,0526	0,7614
IM:0,41			

No casados

Mujeres - 2004			
	N=4244		
	e	u	o
e	0,8578	0,0602	0,0820
u	0,3473	0,3636	0,2890
o	0,1331	0,0639	0,8030
IM:0,47			

Mujeres - 2005			
	N=4529		
	e	u	o
e	0,8472	0,0540	0,0988
u	0,3480	0,3799	0,2721
o	0,1285	0,0613	0,8102
IM:0,48			

Mujeres - 2006			
	N=5204		
	e	u	o
e	0,8581	0,0529	0,0891
u	0,3377	0,3113	0,3510
o	0,1308	0,0671	0,8021
IM:0,42			

Hombres - 2004			
	N=4026		
	e	u	o
e	0,8810	0,0763	0,0427
u	0,5075	0,3547	0,1377
o	0,1535	0,0742	0,7724
IM:0,47			

Hombres - 2005			
	N=4354		
	e	u	o
e	0,9022	0,0570	0,0408
u	0,5141	0,3498	0,1362
o	0,1774	0,0869	0,7357
IM:0,45			

Hombres - 2006			
	N=4806		
	e	u	o
e	0,9142	0,0544	0,0314
u	0,4739	0,3084	0,2177
o	0,1699	0,0974	0,7327
IM:0,41			

Transiciones anuales (2003-2006)

Mujeres

T3 2003 - T3 2004			
	N=2063		
	e	u	o
e	0,7991	0,0565	0,1444
u	0,3537	0,2256	0,4207
o	0,1329	0,0337	0,8333
IM:0,35			

T4 2003 - T4 2004			
	N=2077		
	e	u	o
e	0,8002	0,0566	0,1432
u	0,4437	0,1788	0,3775
o	0,1545	0,0535	0,7919
IM:0,28			

T1 2004 - T1 2005			
	N=2134		
	e	u	o
e	0,8222	0,0383	0,1395
u	0,3713	0,2216	0,4072
o	0,1556	0,0399	0,8045
IM:0,35			

T2 2004 - T2 2005			
	N=2329		
	e	u	o
e	0,8039	0,0525	0,1436
u	0,4128	0,1919	0,3953
o	0,1419	0,0411	0,8170
IM:0,31			

T3 2004 - T3 2005			
	N=2413		
	e	u	o
e	0,8017	0,0464	0,1519
u	0,4375	0,2250	0,3375
o	0,1608	0,0469	0,7923
IM:0,34			

T4 2004 - T4 2005			
	N=2360		
	e	u	o
e	0,8012	0,0573	0,1415
u	0,4414	0,2483	0,3103
o	0,1430	0,0423	0,8147
IM:0,36			

T1 2005 - T1 2006			
	N=2286		
	e	u	o
e	0,8138	0,0478	0,1384
u	0,3672	0,3559	0,2768
o	0,1368	0,0906	0,7726
IM:0,44			

T2 2005 - T2 2006			
	N=2282		
	e	u	o
e	0,7871	0,0492	0,1637
u	0,4540	0,2331	0,3129
o	0,1888	0,0481	0,7631
IM:0,33			

T3 2005 - T3 2006			
	N=2326		
	e	u	o
e	0,8177	0,0427	0,1396
u	0,4589	0,2260	0,3151
o	0,1819	0,0479	0,7702
IM:0,34			

T4 2005 - T4 2006			
	N=2326		
	e	u	o
e	0,8177	0,0427	0,1396
u	0,4589	0,2260	0,3151
o	0,1819	0,0479	0,7702
IM:0,28			

Hombres

T3 2003 - T3 2004				N=1968
	e	u	o	
e	0,9296	0,0387	0,0318	
u	0,6485	0,2552	0,0962	
o	0,2313	0,0712	0,6975	
IM:0,38				

T4 2003 - T4 2004				N=2029
	e	u	o	
e	0,9149	0,0531	0,0320	
u	0,6150	0,2513	0,1337	
o	0,2258	0,0609	0,7133	
IM:0,37				

T1 2004 - T1 2005				N=2009
	e	u	o	
e	0,9078	0,0553	0,0369	
u	0,5907	0,2798	0,1295	
o	0,2617	0,0470	0,6913	
IM:0,38				

T2 2004 - T2 2005				N=2245
	e	u	o	
e	0,9122	0,0499	0,0380	
u	0,6352	0,2189	0,1459	
o	0,2355	0,0489	0,7156	
IM:0,34				

T3 2004 - T3 2005				N=2258
	e	u	o	
e	0,9126	0,0499	0,0375	
u	0,6199	0,2353	0,1448	
o	0,2922	0,1114	0,5964	
IM:0,31				

T4 2004 - T4 2005				N=2189
	e	u	o	
e	0,9158	0,0512	0,0330	
u	0,5989	0,2825	0,1186	
o	0,2452	0,0732	0,6815	
IM:0,38				

T1 2005 - T1 2006				N=2150
	e	u	o	
e	0,9171	0,0557	0,0272	
u	0,6629	0,2247	0,1124	
o	0,2375	0,1375	0,6250	
IM:0,31				

T2 2005 - T2 2006				N=2175
	e	u	o	
e	0,9284	0,0440	0,0276	
u	0,5976	0,2840	0,1183	
o	0,2673	0,0561	0,6766	
IM:0,39				

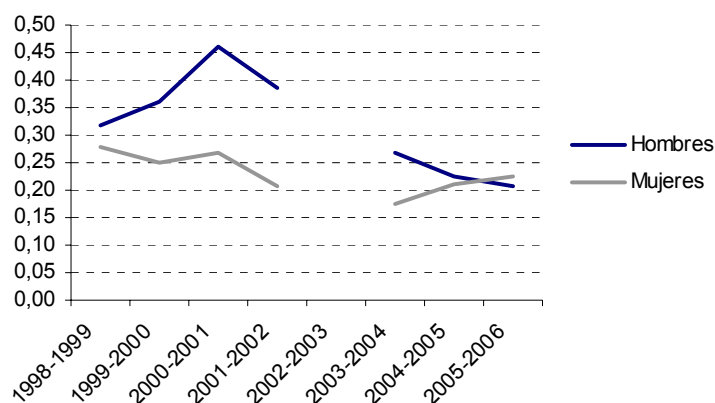
T3 2005 - T3 2006				N=2226
	e	u	o	
e	0,9140	0,0581	0,0279	
u	0,5730	0,3483	0,0787	
o	0,2082	0,0785	0,7133	
IM:0,44				

T4 2005 - T4 2006				N=2205
	e	u	o	
e	0,9345	0,0339	0,0316	
u	0,6759	0,2345	0,0897	
o	0,2344	0,1281	0,6375	
IM:0,34				



Comparación con el período 1998-2002²⁴

Gráfico A1: Probabilidad de permanecer desempleado



²⁴ Los gráficos son de elaboración propia a partir de datos de la EPH y de Gutiérrez (2004).

Gráfico A2: Probabilidad de pasar de la desocupación al empleo

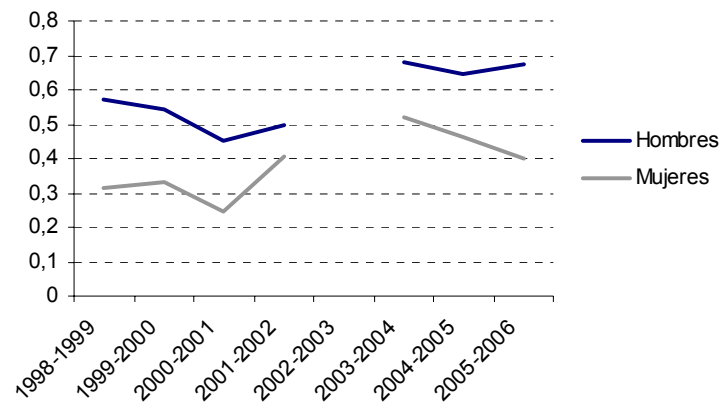
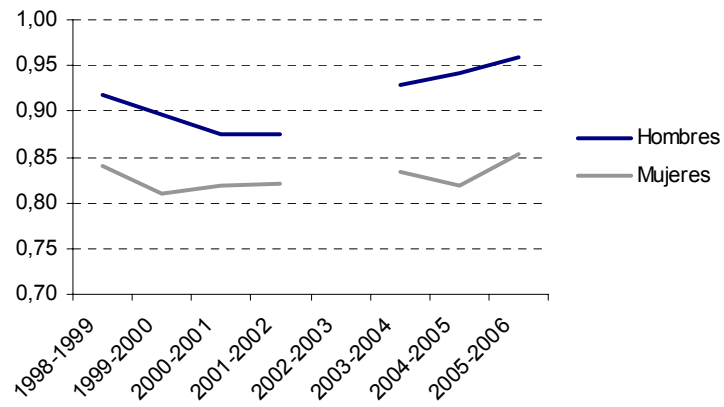


Gráfico A3: Probabilidad de permanecer empleado



SanAndrés