

Movilidad social. Elementos para la construcción de un índice a partir de cadenas de Markov

Germán Rosati (Fac. de Cs. Sociales-Universidad de Buenos Aires;

gf_rosati@yahoo.com.ar)

1. Introducción

El problema de la “movilidad social” es un tema clásico de la ciencia social. Las controversias y discusiones a su alrededor no solamente provienen de la contraposición ente diferentes marcos teóricos sino también en torno a problemas “operacionales”, es decir, a problemas relacionados con su medición y su contratación empírica.

En efecto, las discusiones alrededor de la construcción de medidas que puedan incorporar la totalidad (o al menos, en la parte más sustantiva) de sus determinaciones son tanto o más extensas que las discusiones teóricas.

En este trabajo nos centraremos en la dimensión “metodológico- técnica” de la movilidad social dejando de lado las discusiones teóricas al respecto. Tampoco centraremos el siguiente trabajo en las discusiones sobre la magnitud, características, formas y manifestaciones de la movilidad social en Argentina. Nos ocuparemos de algunas de las discusiones acerca de las formas de “cuantificar” la movilidad social a partir de matrices de movilidad; proponemos, entonces, un breve recorrido por dos de las medidas “clásicas” sobre la movilidad social: el índice de (in)movilidad social y el índice basado en *Q de Joule*, propuesto por Andrea Tyree. Expondremos algunas de sus limitaciones e intentaremos aportar algunos elementos para la construcción de un índice “nuevo” que intente superar (una parte) de esas limitaciones. El trabajo constituye una primera aproximación al problema y, como tal, tiene más interrogantes que certezas y apenas quiere funcionar como disparador de algunas ideas y exponer algunas potencialidades que consideramos relevantes de las cadenas de Markov para abordar este tema clásico de la ciencia social.

Para ejemplificar algunas de las consideraciones aquí realizadas utilizaremos como fuente de datos una encuesta de carácter longitudinal realizada en el municipio bonaerense de Tres de Febrero y llevada adelante por la Universidad Nacional de Tres de Febrero¹. Tomaremos los datos de condición de actividad en los años 2000 y 2002 de una muestra representativa del municipio, y la consideraremos un indicador *proxy* válido de la movilidad social en el mercado de trabajo local en el período considerado (considerada como entradas y salidas del mismo).

2. Planteo del problema

Suele definirse a la “movilidad social” de formas diversas, generalmente se lo hace de manera descriptiva. Podemos encontrar “movilidad social educativa”, “movilidad social ocupacional”, “movilidad de ingresos” y demás movilidades por el estilo. Si bien uno de los supuestos metodológicos y operacionales generalmente aceptados en torno a la movilidad social es que se trata, en general, de movilidad “intergeneracional” (es decir, los cambios de posición entre generaciones de sujetos²), también puede definirse a la “movilidad” como los sucesivos cambios de estado o de posición que un mismo sujeto experimenta a lo largo de un período t . Las consideraciones que presentamos deberían ser pasibles de ser aplicadas a ambos “tipos” de movilidad.

Uno de los insumos básicos para su abordaje son las tablas o matrices de movilidad: tablas de contingencia (generalmente) bivariadas, donde una de las variables (la independiente) representa la posición o estado del sujeto en un momento de tiempo anterior (t_0), y la variable dependiente, representa la posición o estado en un momento de tiempo posterior (t_1).

El problema al enfrentarse a este tipo de tablas es la dificultad de encontrar formas de interpretar correctamente la información que brindan.

¹ Agradecemos especialmente la colaboración del equipo a cargo del estudio y especialmente a los Lic. Augusto Hozowski y Miguel Oliva (director del proyecto) quienes nos facilitaron las bases de datos para realizar algunos procesamientos.

² Una de las formas de operacionalizar el concepto de movilidad social a través de la investigación por encuestas es preguntar al entrevistado acerca de la ocupación de su padre, alrededor de una edad determinada (generalmente durante la adolescencia) (Cfr. Jorrot, 2005).

Cuadro 1. Matriz de movilidad (condición de actividad en 2002 según condición en 2000) – Partido de Tres de Febrero.

Condición en 2002	Condición en 2000			Total
	Ocupado	Desocupado	Inactivo	
Ocupado	96	12	21	129
Desocupado	10	4	14	28
Inactivo	22	5	177	204
Total	128	21	212	361

Fuente: Encuesta longitudinal a hogares Partido de Tres de Febrero – Universidad Nacional de Tres de Febrero (ondas 2000 y 2002).

Cuadro 2. Indicadores descriptivos de movilidad – Partido de Tres de Febrero.

Indicadores descriptivos de movilidad	
Inmovilidad	277 76,7%
Movilidad total	84 23,3%
Movilidad circulatoria	76 21,1%
Movilidad estructural	8 2,2%
Movilidad ascendente	37 44,0%
Movilidad descendente	47 56,0%

Esta distribución representa los cambios en la condición de actividad de una muestra probabilística representativa de la población del partido de Tres de Febrero en la provincia de Buenos Aires.

Una primera aproximación a la lectura de esta tabla sería la siguiente: tomemos la diagonal principal (marcada en rojo). Nos estaría indicando la proporción de sujetos que no han experimentado un cambio de posición entre t0 y t1. Si calculamos la proporción de sujetos que se encuentran en esta diagonal (sobre el total de casos), podemos considerar a la misma como una medida de la “inmovilidad” o “estabilidad” de la tabla. En este caso la “inmovilidad” es de 76.7%. El complemento a 100, cuantificaría la “movilidad” en la tabla (23.3%).

A continuación, podemos calcular las proporciones por “encima” y por “debajo” de la diagonal, lo cual brindaría una noción de las movilidades ascendentes (por encima de la diagonal) y descendentes (por debajo de la diagonal): en este caso 44% y 56%, respectivamente. Esta descripción hace referencia a lo que ciertos autores (Goldthorpe et al, 1987) llaman movilidad “de facto”.

Este problema también ha sido abordado en torno a los conceptos de movilidad total, estructural y circulatoria, donde la movilidad total es igual a la suma de las otras dos. La llamada movilidad “estructural” se refiere a la movilidad mínima permitida por los marginales de la tabla. El objetivo, en este caso, es cuantificar algo así como una movilidad “técnica” que es efecto de los totales muestrales, de la distribución de la tabla y que no guardaría relación con la movilidad “realmente existente”. Lo que se hace, entonces, es “aislar” el efecto que esta tiene sobre la “movilidad total”. La diferencia sería la “movilidad real”. La movilidad estructural se obtiene como la diferencia entre el total muestral y la suma de las menores de las frecuencias marginales vinculadas a cada celda de la diagonal principal: en nuestro caso: $361 - (128 + 21 + 204) = 8$. Esto daría una aproximación a la “máxima inmovilidad” permitida por las frecuencias marginales del cuadro. La diferencia de este valor con el total muestral señalaría la mínima movilidad que existiría en el cuadro, independientemente del régimen de movilidad existente en la sociedad. Sería un nivel de *movilidad inescapable*, que deviene de de la propia distribución de la tabla (Jorrat, 2005).

En nuestro caso, la máxima inmovilidad de 353 ($361 - 8$), permitiría que esos 8 restantes hubieran tenido orígenes distintos a sus destinos. La movilidad, vista desde esta dimensión quedaría definida con los siguientes valores: 21% (movilidad circulatoria) y 2.2% (movilidad estructural). Es decir, se observa un predominio de la movilidad “pura” o “circulatoria”.

El problema con todas estas medidas radica en que se encontrarían afectadas por los valores marginales de los cuadros (tal y como se desprende de su forma de cálculo). Volveremos con más detalles sobre este punto más adelante. Es por ello que muchos investigadores han intentado desarrollar medidas que logren controlar el efecto de los marginales y lograr con ello cuantificar la movilidad “real”.

3. (In)movilidad social y Q de Joule

Una primera estrategia en este sentido es el índice de “movilidad/estabilidad” (I), el cual consiste simplemente en el cociente entre las frecuencias observadas en la tabla y las frecuencias esperadas bajo el supuesto de independencia estadística. De esta forma se

expresa la movilidad observada como proporción de la esperada³. En todas aquellas celdas en que el índice sea mayor que 1, se tratará de celdas en las que la movilidad observada es mayor que la esperada y viceversa.

El primer paso, entonces es calcular la movilidad esperada bajo “independencia estadística”, lo cual se realiza mediante la siguiente fórmula, basada en el famoso teorema de la “probabilidad compuesta” (que afirma que la ocurrencia simultánea de dos o más sucesos independientes es igual al producto de sus probabilidades por separado):

$$fe_{ij} = n_i n_j$$

Luego, se calcula la relación entre la frecuencia observada y la esperada:

$$I = \frac{fo_{ij}}{fe_{ij}}$$

Si lo calculamos para la tabla 2, obtenemos los siguientes resultados:

Cuadro 3.. Índice de “movilidad/estabilidad” (I)

Condición en 2002	Condición en 2000		
	Ocupado	Desocupado	Inactivo
Ocupado	2,10	1,60	0,28
Desocupado	1,01	2,46	0,85
Inactivo	0,30	0,42	1,48

Fuente: Encuesta longitudinal a hogares Partido de Tres de Febrero – Universidad Nacional de Tres de Febrero (ondas 2000 y 2002).

Como se ve, los mayores valores del índice se presentan en la diagonal principal, lo cual confirma que se trata de una tabla con “baja movilidad”. A su vez, la transición de “desocupado” en 2000 a “ocupado” en 2002 presenta un valor elevado (1,60).

³ Lo interesante en la “historia” de este coeficiente es que fue elaborado por tres investigadores que llegaron por vías diferentes y de forma independiente, a conclusiones similares en torno a los problemas que surgen en la lectura de matrices de movilidad (Cfr. Yasuda, 1964) y construyeron una herramienta similar.

Este coeficiente ha sido criticado dado que depende sobremanera del supuesto de independencia estadística, el cual es demasiado rígido e “irreal”. Volveremos sobre esto más adelante.

También, en tanto las frecuencias esperadas se calculan mediante el producto de los marginales de las distribuciones, este índice no soluciona el problema de la dependencia de los marginales (problema que estaba presente en los abordajes “clásicos”). Esto implica, por ejemplo, que si tuviéramos dos tablas con diferentes marginales, pero similares asociaciones entre orígenes y destinos, daría como resultado índices de movilidad distintos (HOUT, 1985).

Por esta razón, se Andrea Tyree (1973) propuso la construcción de un índice basado en el coeficiente Q de Joule. Este tendría la ventaja de trabajar con valores no tan afectados a los marginales de las tablas (o al menos afectados indirectamente), dado que opera sobre la base de los productos cruzados de una distribución. A su vez, este índice brinda la ventaja de tener un supuesto de “asociación perfecta” mucho menos rígido que la que brinda el chi cuadrado. Volveremos sobre este punto.

En el caso que se quiera trabajar con una tabla $n \times n$, debe “reducirse” la misma a una distribución 2×2 . Según Tyree esto se lograría de forma directa con la siguiente fórmula:

$$Q = \frac{n_{ij}(N - n_{i.} - n_{.j} + n_{ij}) - (n_{.j} - n_{ij})(n_{i.} - n_{ij})}{n_{ij}(N - n_{i.} - n_{.j} + n_{ij}) + (n_{.j} - n_{ij})(n_{i.} - n_{ij})}$$

Si aplicamos la fórmula propuesta a nuestra distribución original obtenemos la siguiente matriz de asociación.

Cuadro 4. Índice basado en Q de Joule

Condición en 2002	Condición en 2000		
	Ocupado	Desocupado	Inactivo
Ocupado	0,90	0,44	-0,92
Desocupado	-0,85	0,51	-0,19
Inactivo	-0,61	-0,64	0,92

Fuente: Encuesta longitudinal a hogares Partido de Tres de Febrero – Universidad Nacional de Tres de Febrero (ondas 2000 y 2002).

Este coeficiente tiene que cumplir según la autora dos condiciones básicas para un “buen coeficiente”: a) valores extremos de +1 y -1 correspondiendo a los valores de asociación perfecta positiva y negativa, respectivamente (estandarización) y b) valor 0 para el caso de “independencia estadística” o ausencia de relación (Tyree, p 583).

Al observar la tabla 4 no se observan grandes diferencias en relación al índice de “movilidad/ estabilidad” (I): aparecen valores elevados en la diagonal principal (lo cual arroja evidencia sobre la escasa movilidad en este mercado de trabajo, al menos entre 2000 y 2002).

Ahora bien, la principal desventaja de ambos coeficientes es que se basan sobre el binomio conceptual “independencia estadística”/ “asociación perfecta”, para comparar las distribuciones observadas; sea esto a través de una frecuencia esperada producto de los marginales de la tabla (índice de inmovilidad) o bien, se trate directamente del producto cruzado de las celdas interiores de la tabla (*Q de Joule*).

El problema en este punto es, digámoslo así, “teórico- metodológico”: sea que tratemos con matrices de movilidad intergeneracional o individuales, resulta difícil sostener en términos teóricos que la posición en la estructura social de sujeto no tiene relación (es independiente estadísticamente) de a) la posición de sus progenitores y/ o b) de su propia posición en la misma estructura en un momento anterior⁴.

⁴ Yendo más allá, resulta poco sostenible suponer que la conformación de una estructura social determinada (esto es, la distribución de los sujetos en sus diferentes “estratos”) en un momento determinado, es independiente de su conformación en momentos anteriores. La estructura social y las formas de sus cambios sería, de esta forma, ininteligible en tanto la afirmación anterior es equivalente a sostener que los movimientos de la estructura social resultan de una pura contingencia.

4. Elementos para la construcción de un índice de movilidad social: cadenas de Markov

Consideramos que las cadenas de Markov pueden representar un instrumento de suma utilidad para intentar “modelizar” distintos patrones de movilidad social. Sin embargo, en este trabajo intentaremos aportar algunos elementos metodológicos que apunten a un nivel descriptivo del problema en cuestión: particularmente la construcción de un índice de movilidad.

Una cadena de Markov es un tipo de proceso estocástico (es decir, de carácter aleatorio) en el que la sucesión de variables aleatorias que lo definen, unidas mediante la llamada dependencia markoviana, determinan la ubicación de un sistema en el tiempo, teniendo en cuenta su posición previa. Básicamente, el objetivo es predecir la distribución futura del sistema en función de una posición anterior.

La base de la construcción de una cadena de Markov son las llamadas “probabilidades de transición”. Una probabilidad de transición entre dos estados de un sistema a lo largo de dos instantes de tiempo, es la probabilidad condicionada de situarse en un estado determinado, habiéndose encontrado en otro estado en un instante de tiempo anterior. De esta forma, a partir de la cuantificación de la totalidad de las probabilidades de transición de los elementos del sistema a cada uno de los estados, puede construirse una “matriz de transición”. Queda claro, entonces, que una matriz de transición tiene una estructura idéntica a una matriz de movilidad.

La diferencia (y su principal ventaja) con los índices que hemos expuesto anteriormente radica, justamente, en esa matriz de transición. Mientras que el índice de (in)movilidad (I) y el *Q de Joule* trabajan sobre el supuesto de “independencia estadística”, un índice construido sobre una cadena de Markov permite estimar frecuencias esperadas, pero trabajando sin un supuesto teórico previo, sino sobre la base de una distribución real y observada.

También se logra “flexibilizar” el supuesto complementario al de “independencia estadística”: el de asociación perfecta. Como todos sabemos, buena parte de los

coeficientes de asociación típicamente utilizados, parten de algún tipo de definición de lo que significa “asociación perfecta”. En el caso de los coeficientes basados en el chi cuadrado (basado en una lógica similar a nuestro índice I), esta definición asume su posición más extrema: asociación perfecta implica correspondencia absoluta entre los valores de ambas variables.

Por ejemplo, en una tabla de 2 x 2, la asociación perfecta quedaría definida concentrando la totalidad de los casos en una de las diagonales:

	X	Y	
		c	d
a		X	0
b		0	X

(donde las X mayúsculas indican mayor concentración de frecuencias y los 0, nula concentración de casos)

En el caso del coeficiente Q de Joule este supuesto es un poco más flexible en tanto no supone la concentración de los casos en la diagonal, sino que podría presentar un valor cercano a 1 en una distribución como la siguiente:

	X	Y	
		c	d
a		X	x
b		x	X

(donde las X mayúsculas indican mayor concentración de frecuencias y las x minúsculas, menor concentración de casos)

Lo interesante de las cadenas de Markov es que pueden escapar a estos supuestos y trabajar sobre inferencias realizadas sobre los mismos datos observados. En términos teóricos, el supuesto de independencia estadística (repitámoslo una vez más) equivale a suponer que la posición en la estructura social en un momento dado, no depende la posición anterior.

Ahora bien, un índice de movilidad basados en las cadenas de Markov (tal y como proponemos en este trabajo) sería equivalente a suponer que la movilidad social

(expresada en las matrices de transición) se mantiene constante⁵ durante un período de tiempo t . De esta forma se estiman los movimientos de la población a partir de una distribución dada. Como consecuencia del paso del tiempo, la población se irá moviendo de “estado” a “estado”, con lo cual irá modificándose la matriz de transición.

Por otro lado, y como una ventaja adicional, al “estimar” las frecuencias esperadas, no sobre los marginales de la tabla, sino sobre las frecuencias relativas de la matriz de transición, los índices construidos no estarán sujetos a la dependencia de esos marginales. Razón por la cual, si encontrásemos dos tablas de movilidad donde existe en cada una de ellas un grado similar de asociación entre los dos estados de la movilidad social; pero, no obstante, presenta diferentes distribuciones absolutas es de suponer que obtendríamos índices similares.

Ahora bien, este instrumental no está exento de algunos supuestos propios que deben ser explicitados. El más importante de ellos se refiere a la homogeneidad temporal de la población. Esto significa que las probabilidades de transición definidas son constantes en el tiempo. Es decir, dichas probabilidades dependen solamente de la cantidad de períodos transcurridos, no variando entre cada uno de los períodos⁶. En nuestro caso, podemos definir a una onda de la encuesta (2 años), como uno el período de estudio.

Veamos, ahora, como quedaría formulado nuestro nuevo “modelo”, en función de la distribución que hemos venido analizando hasta aquí. A partir de los datos oportunamente expuestos obtendríamos nuestro primer insumo para la matriz de transición:

⁵ También existen modelos que consideran la posibilidad de utilizar distintas matrices de transición en diferentes momentos del tiempo. Es decir que la los flujos de población en la movilidad social no son “constantes”. En nuestro caso, consideramos más apropiado trabajar con esa forma “simple”, dado que estamos estimando la movilidad en períodos relativamente cortos de tiempo y solamente en dos momentos sucesivos.

⁶ Existen una serie de técnicas para flexibilizar este supuesto, pero requieren de cálculos más complejos. No los incluimos en este trabajo, en tanto todavía estamos evaluando la factibilidad de aplicar estos modelos al problema de la “movilidad social”. Un resumen de estos métodos y una aplicación concreta a la movilidad territorial de la población (migración) española puede verse en Hierro Franco y Guijarro Garvi (2006).

Cuadro 5. Distribución de la condición de actividad en 2002 según condición de actividad en 2000.

Condición en 2002	Condición en 2000		
	Ocupado	Desocupado	Inactivo
Ocupado	0,75	0,57	0,10
Desocupado	0,08	0,19	0,07
Inactivo	0,17	0,24	0,83

Fuente: Encuesta longitudinal a hogares Partido de Tres de Febrero – Universidad Nacional de Tres de Febrero (ondas 2000 y 2002).

A partir de esta tabla (que recordemos ilustra la distribución ente 2000 y 2002) intentaremos estimar una matriz de transición. El ejercicio que proponemos es el siguiente. Disponemos de una matriz de movilidad entre el año 2000 y 2002. En lugar de preguntarnos cuál sería la distribución si ambas variables fueran estadísticamente independientes, nos preguntamos cuál sería la distribución si esa matriz de movilidad fuera constante en el tiempo. Para ello simplemente es necesario elevar esa matriz al cuadrado (es decir, multiplicarla por sí misma).

Cuadro 6. Matriz de transición estimada (condición de actividad en 2002 según condición de actividad en 2002)

Condición en 2002	Condición en 2000		
	Ocupado	Desocupado	Inactivo
Ocupado	0,62	0,56	0,19
Desocupado	0,08	0,10	0,08
Inactivo	0,29	0,34	0,73

Fuente: Encuesta longitudinal a hogares Partido de Tres de Febrero – Universidad Nacional de Tres de Febrero (ondas 2000 y 2002).

Luego, a partir de esta podemos calcular las frecuencias esperadas en cada una de las celdas a partir de la distribución que se presenta en el año 2000:

Cuadro 7. Matriz de frecuencias estimadas bajo supuesto de Markov (condición de actividad en 2002 según condición en 2000)

Condición en 2002	Condición en 2000		
	Ocupado	Desocupado	Inactivo
Ocupado	79,89	11,78	41,28
Desocupado	10,86	2,03	16,00
Inactivo	37,25	7,19	154,72

Fuente: Encuesta longitudinal a hogares Partido de Tres de Febrero – Universidad Nacional de Tres de Febrero (ondas 2000 y 2002).

Por último, calculando la razón entre las frecuencias observadas y las esperadas bajo el supuesto de Markov obtenemos nuestro índice de movilidad social. La lógica es la misma que la utilizada en el índice de inmovilidad: la movilidad observada se expresa como una proporción respecto de la movilidad esperada.

Cuadro 8. Índice de movilidad social bajo supuesto de Markov

Condición en 2002	Condición en 2000		
	Ocupado	Desocupado	Inactivo
Ocupado	1,20	1,02	0,51
Desocupado	0,92	1,97	0,88
Inactivo	0,59	0,70	1,14

Fuente: Encuesta longitudinal a hogares Partido de Tres de Febrero – Universidad Nacional de Tres de Febrero (ondas 2000 y 2002).

Resulta interesante remarcar que en términos absolutos el índice construido no evidencia diferencias demasiado significativas en relación a los anteriores. En efecto, se observa que los mayores valores se concentran en la diagonal principal, por lo cual, se trata de una tabla que presenta elevados niveles de “estabilidad” o “inmovilidad”. En particular, la condición de desocupación parece ser la más fluctuante en este mercado de trabajo: en los tres índices presenta valores elevados, lo cual estaría indicando una mayor rotación entre ocupados y desocupados.

Sin embargo, si comparamos los resultados de cada una de las celdas de esta distribución con la que resulta de la confección del índice de “movilidad/ estabilidad”, puede verse que existen algunas diferencia en la “captación” de la *intensidad* de los distintos estados de transición: las principal diferencia se da en la posición “ocupados 2000 – inactivos 2002”, donde el índice “movilidad/ estabilidad” (I) expresa un valor de

0.3 (es decir que marca una alta relación, en tanto la movilidad observada expresa un 30% de la esperada) y el índice de Markov presenta un valor bastante inferior (0.6), lo cual expresa una menor dependencia entre ambas posiciones.

Algo similar ocurre al verificar las diferencias entre el índice de Tyree y el construido sobre el supuesto de Markov y donde mayores diferencias se evidencian en relación a la captación de la movilidad son en la categoría: “desocupados 2000 – ocupados 2002”. El índice Q parece captar una mayor movilidad entre ambos estados, mientras que el índice de Markov, una menor movilidad.

Si intentamos sistematizar estas consideraciones en relación a la intensidad de la relación entre posición en 2000 y posición en 2002 que cada uno de los índices considerados miden, obtenemos el siguiente cuadro:

Condición en 2002	Condición en 2000		
	Ocupado	Desocupado	Inactivo
Ocupado	≈	Q y M +	≈
Desocupado	Q +	≈	≈
Inactivo	I +	≈	≈

De esta forma, parece razonable pensar que los índices basados en supuestos de “independencia estadística” parecen estar manifestando una sobre-representación en dos tipos de movilidad: salidas del mercado laboral (digamos, la transición entre ocupados en el 2000 a desocupados o inactivos en 2002) y entradas al mercado laboral provenientes de los desocupados en 2000. El índice basado en Markov, parece ser menos sensible en estas transiciones.

Estas diferencias, obviamente, provienen de los diferentes supuestos teórico-metodológicos sobre los que es posible operar si se trabaja con las herramientas provistas por las cadenas de Markov. En particular, con respecto al índice de “movilidad/inmovilidad” las diferencias provienen del hecho de que las frecuencias esperadas calculadas para cada uno son divergentes.

5. Comentarios finales

Hemos intentado reseñar algunos de los métodos “clásicos” para realizar la lectura y el análisis de tablas de movilidad social. Repasamos algunos de los índices más utilizados y marcamos sus limitaciones y ventajas conceptuales (principalmente las derivadas del supuesto de “independencia estadística) y metodológicas (en función de la dependencia de los marginales).

Luego, intentamos exponer algunos elementos conceptuales para la construcción de un índice de movilidad que logre superar alguna(s) de esta(s) limitacion(es). La utilización de la teoría de las cadenas de Markov aparece como un elemento útil y fértil al respecto.

Pese a que no es el objetivo principal del trabajo, considerando los aportes de las tres medidas analizadas en este trabajo, podemos inferir (al menos provisoriamente) que en relación a los flujos de entradas y salidas del mercado de trabajo, el Partido de Tres de Febrero se caracteriza por: a) una alta “inmovilidad”, es decir, una elevada proporción de sujetos que no alteran su condición de actividad, esto es especialmente relevante en relación a las categorías “ocupados” e “inactivos”; b) una masa de desocupados que abandonan esa condición en 2002 y pasan a incorporarse al mercado de trabajo como ocupados mayoritariamente.

Solo queda remarcar el carácter tentativo y provisorio de estas consideraciones realizadas hasta aquí, esperando que puedan ser útiles como una introducción y un planteo de nuevas preguntas y problemas, más que de certezas.

6. Bibliografía consultada

Goldthorpe, John H. et al. (1987): *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. 2da. Edición, Oxford: Clarendon.

Hierro Franco, M. y Guijarro Garvi, M.: (2006): “Un estudio mediante cadenas de Markov de la dinámica de los movimientos migratorios interterritoriales en España

(1990- 2002) desde un planteamiento de estimación dinámico”, en *Revista Asturiana de Economía* nº 35, Asturias.

Hout, Michael (1983): *Mobility Tables*. California, Sage.

Jorrat, J. R. (1986): “Las elecciones de 1983: ¿desviación o realinamiento?”, en *Desarrollo Económico*, Vol. 26, nº 101, Abril-Junio de 1986, Buenos Aires.

Jorrat, J. R. (2005): “Aspectos descriptivos de la movilidad intergeneracional de clase en la Argentina: 2003- 2005”, ponencia en *7º Congreso Nacional de Estudios del Trabajo*, Buenos Aires.

Tyree, Andrea (1973): “Mobility ratios and association in mobility tables”, in *Population Studies*, Vol. 27, nº3, Noviembre de 1973.

Yasuda, S. (1964): “A methodological inquiry into social mobility”, in *American Sociological Review*, nº29.