



Hachuel, Leticia
Boggio, Gabriela
Méndez, Fernanda
Servy, Elsa

Instituto de Investigaciones Teóricas y Aplicadas, de la Escuela de Estadística

DINÁMICA DE LA DESOCUPACIÓN EN EL GRAN ROSARIO EN EL PERÍODO 2001-2002. USO DE MODELOS DE TRANSICIÓN*

1. INTRODUCCIÓN

1.1. Consideraciones generales

Los censos nacionales de población y la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) han sido históricamente herramientas de suma relevancia para el análisis del problema de desempleo. En particular la EPH surgió como un intento de dar respuesta a las necesidades de información sobre distintas problemáticas sociales, principalmente las relacionadas con el mercado de trabajo. La información se releva a través de una muestra de tipo estratificado, con etapas múltiples de selección. El esquema de rotación de la encuesta impone que en cada onda salga de ella una submuestra, constituida por el 25% de los hogares, los que son reemplazados por un número equivalente de hogares elegidos en forma independiente de modo que la muestra, después de cuatro ondas sea sustituida en su totalidad.

La información relevada por la EPH permite calcular tasas de desocupación, las cuales se pueden desagregar en distintos estratos para analizar de qué manera las variables que definen esos estratos influyen sobre la desocupación. Este procedimiento sólo permite el estudio de pocas variables en forma simultánea. Sin embargo los modelos estadísticos permiten calcular las tasas de cada estrato haciendo uso de toda la información disponible y especular sobre situaciones posibles, aunque no realmente observadas.

Frecuentemente se encuentran trabajos que analizan la tasa de desocupación de cada onda por separado, buscando explicarla mediante variables socio-económicas medidas en la EPH. Estos estudios hacen uso de los denominados modelos de corte transversal, para cuya estimación se utilizan los datos de cada onda en forma independiente. Sin embargo, para la comprensión de la dinámica del problema de la desocupación es conveniente analizar la información desde un punto de vista longitudinal, es decir tomar en cuenta los registros de cada individuo de la muestra, obtenidos en diferentes ocasiones.

Disponer de información de un mismo individuo en ondas consecutivas permite dar respuesta a interrogantes sobre cómo cambia la probabilidad de pasar de un estado ocupacional a otro ante distintas características de los individuos. Una forma de lograrlo es mediante los denominados modelos de transición, que describen la tasa de desocupación pero condicionada al estado ocupacional del individuo en períodos anteriores.

Es dentro de este marco de referencia que se estudian los cambios de condición laboral

* Trabajo realizado en el marco del proyecto de investigación "Modelos referidos al fenómeno del desempleo a partir de la Encuesta Permanente de Hogares: Alcance y Limitaciones". PICT 02-09897. Agencia de Promoción de la Investigación Científica y Tecnológica.

en el aglomerado Gran Rosario durante los años 2001 y 2002 (4 ondas).

A continuación se estudian los cambios de estado ocupacional de una onda a la siguiente para las tres transiciones posibles en el período bajo estudio. En la Sección 2 se ajustan modelos de tipo "logit" para explicar las probabilidades de pasar desde la ocupación a la desocupación, y las de permanecer en la desocupación en distintos estratos de la población económicamente activa. Las secciones 3 y 4 presentan y discuten los resultados alcanzados en dichos ajustes.

1.2. Tasas empíricas

Antes de considerar el uso de los modelos para la descripción de los cambios de estado ocupacional se presenta la distribución porcentual de los diferentes estados ocupacionales en las 4 ondas como así también las tasas de transición empíricas desde un estado ocupacional a otro en el Gran Rosario.

En la Tabla 1 se puede observar que el porcentaje de desocupación oscila entre el 8 y 10%, alcanzando el mayor valor en la primera onda del año 2002. Sin embargo el alto porcentaje de inactivos en todas las ondas hace que la tasa de desocupación –medida en la Población Económicamente Activa- se eleve al 20.63%, 22.69%, 24.21% y 19.14% respectivamente.

Tabla 1: Distribución porcentual del estado ocupacional a través de las 4 ondas

Onda	Estado ocupacional			Total (#)
	Ocupado	Desocupado	Inactivo	
Mayo 01	33.98	8.83	57.19	100.0 (2434)
Octubre 01	33.75	9.91	56.34	100.0 (2533)
Mayo 02	31.56	10.08	58.35	100.0 (2370)
Octubre 02	34.91	8.27	56.82	100.0 (2492)

Al considerar los estados laborales ocupado, desocupado e inactivo, las probabilidades de transición de un estado a otro se pueden ubicar en una matriz de orden tres por tres. Dichos cambios en ondas consecutivas para el conjunto de individuos en estudio da lugar a las siguientes matrices de transición (Tabla 2).

En cada transición se puede apreciar que la mayoría de los individuos persisten en el mismo estado ocupacional de una onda a la siguiente (celdas diagonales). Además, de la comparación de las tres transiciones se observa, por un lado, una disminución de la persistencia en los estados ocupado y desocupado con un desplazamiento de los ocupados a la desocupación (12.14%) y de los desocupados a la inactividad (40.00%) en la segunda matriz de transición. Además, en la tercera transición, es notable el incremento en el porcentaje de personas desocupadas que pasan a la ocupación (46.45%). Una explicación a este incremento se debe al hecho que se declaran como ocupadas aquellas personas beneficiarias de programas sociales (Plan Jefes y Jefas de hogar desocupado). Pero aún aislando estos casos, el porcentaje de pasajes a la ocupación sigue siendo mayor que en ondas anteriores (38.7%).

Tabla 2: Matrices de transición correspondientes a las ondas 2001 y 2002

<i>Transición Mayo 01 - Octubre 01</i>				
Estado ocupacional Mayo 01	Estado ocupacional Octubre 01			
	Ocupado (%)	Desocupado (%)	Inactivo (%)	Total (%)
Ocupado	442 (84.51)	44 (8.41)	37 (7.07)	523 (100.00)
Desocupado	45 (31.25)	81 (56.25)	18 (12.50)	144 (100.00)
Inactivo	39 (4.19)	50(5.37)	842 (90.44)	931 (100.00)
Total	526	175	897	1598
<i>Transición Octubre 01 - Mayo 02</i>				
Estado ocupacional Octubre 01	Estado ocupacional Mayo 02			
	Ocupado (%)	Desocupado (%)	Inactivo (%)	Total (%)
Ocupado	447 (79.82)	68 (12.14)	45 (8.04)	560 (100.00)
Desocupado	35 (24.14)	52 (35.86)	58 (40.00)	145 (100.00)
Inactivo	37 (4.10)	33 (3.66)	832 (92.34)	902 (100.00)
Total	519	153	935	1607
<i>Transición Mayo 02 – Octubre 02</i>				
Estado ocupacional Mayo 02	Estado ocupacional Octubre 02			
	Ocupado (%)	Desocupado (%)	Inactivo (%)	Total (%)
Ocupado	423 (86.33)	40 (8.16)	27 (5.51)	490 (100.00)
Desocupado	72 (46.45)	54 (34.84)	29 (18.71)	155 (100.00)
Inactivo	62 (6.80)	52 (5.70)	798 (87.50)	912 (100.00)
Total	557	146	854	1557

A continuación se intentan explicar a través de modelos de transición los cambios de un estado ocupacional a otro en función de características demográficas y socio-económicas de los individuos. A tal fin se restringe el estudio a la población económicamente activa, fundamentalmente por carecer de información respecto a la actividad laboral para el grupo de inactivos. El carácter predictivo del modelo queda garantizado al referenciar dichas covariables al período previo.

2. MODELOS DE TRANSICIÓN

2.1. Introducción

Los modelos de transición permiten considerar en una única formulación la dependencia de las covariables sobre la respuesta y la correlación introducida por el hecho de observar repetidamente la respuesta en un mismo individuo. Esto último se logra incorporando la respuesta en períodos previos como variables explicativas. En este trabajo se supone que dicha dependencia sobre las respuestas pasadas queda explicada por la respuesta inmediatamente anterior (supuesto de Markov de 1° orden).

Por lo tanto, el objetivo de esta sección es construir modelos para explicar las tasas de desocupación dado que la situación laboral del individuo en el período previo (onda anterior) haya sido la ocupación o la desocupación, en función de un conjunto de variables socio-económicas y demográficas. Para ello es necesario contar con información sobre individuos que fueron encuestados en dos ondas consecutivas y que pertenecen a la Población Económicamente Activa (PEA) en ambas. Debido al esquema muestral rotativo de la EPH, el

tamaño de la muestra de individuos en cada transición incluye sólo el 75% del total de individuos económicamente activos registrados por onda. En el período completo bajo estudio se cuenta con 860 individuos, 70 en tres transiciones, 239 en dos y 551 en una transición, lo que se traduce en 1239 registros.

Para designar los estados ocupacionales del período t -ésimo se usa una variable binaria: $Y_{it}=1$ si el individuo i -ésimo estuvo desocupado en la onda t , $Y_{it}=0$ en caso contrario.

Las probabilidades que se desean modelar pueden designarse así:

$$\pi_{01}(t) = P(Y_t = 1 / Y_{(t-1)} = 0), \quad \pi_{11}(t) = P(Y_t = 1 / Y_{(t-1)} = 1), \quad (2.1.1)$$

siendo cada una de ellas la tasa de desocupación que corresponde a un individuo que en el período anterior haya estado ocupado o desocupado respectivamente.

Debido a que sólo se consideran individuos de la PEA resulta:

$$P(Y_t = 1 / Y_{(t-1)}) + P(Y_t = 0 / Y_{(t-1)}) = 1 \quad (2.1.2)$$

Es decir, fijadas las probabilidades (2.1.1) se pueden determinar todas las probabilidades condicionadas siguientes (Tabla 3).

Tabla 3: Probabilidades de estado ocupacional según estado ocupacional previo

Estado anterior	Estado actual		Suma
	Ocupado (0)	Desocupado (1)	
Ocupado (0)	π_{00}	π_{01}	1
Desocupado (1)	π_{10}	π_{11}	1

2.2. El modelo

El modelo que se propone es de tipo "logit" y pretende describir los efectos sobre la tasa de desocupación de diferentes variables que caracterizan a los individuos pertenecientes a la PEA- sexo, edad, escolaridad-, y a su última ocupación- rama de actividad, tamaño de la empresa- como así también el hecho de haber estado ocupado o desocupado en el período previo. La elección de las variables explicativas se basa en argumentos económicos explicitados en Servy et al (1999). Dado que se modelan conjuntamente tres transiciones, se hace necesario además definir una variable indicadora de la transición. La definición de estas variables y su codificación se presentan en el Anexo.

La forma general del modelo es:

$$\text{logit } P(Y_{it} = 1 / Y_{i(t-1)} = y_{i(t-1)}) = x'_{i(t-1)}\beta + y_{i(t-1)}x'_{i(t-1)}\alpha \quad i=1, \dots, n \quad (2.2.1)$$

donde $x'_{i(t-1)} = (1, x_{i(t-1)1}, \dots, x_{i(t-1)p})$ es el vector de dimensión $(p+1)$ que incluye las variables explicativas, el valor de la variable indicadora de la transición y posibles interacciones entre ellas. El último término de (2.2.1) contiene como predictores la respuesta previa como así también posibles interacciones entre ella y las variables consideradas en el primer término.

Dando valores a $Y_{i(t-1)}$ en (2.2.1), las probabilidades de (2.1.1) pueden ser modeladas para valores específicos de las variables explicativas. En particular, si $Y_{i(t-1)} = 1$, el primer miembro de (2.2.1) es la probabilidad de estar desocupado en el tiempo t cuando también

se estuvo desocupado en $(t-1)$. Esta probabilidad, simbolizada con $\pi_{11}(t)$ en la Tabla 3, está relacionada con la duración de la desocupación. Si, en cambio, $Y_{i(t-1)} = 0$ la ecuación (2.2.1) sirve para modelar $\pi_{01}(t)$, la probabilidad de desocupación en el período t de aquellos individuos ocupados en $(t-1)$.

2.2.1. Selección del modelo

La comprensión y el conocimiento de un cierto proceso empírico a través de un modelo se puede en general cuantificar por el alejamiento entre los resultados observados y predichos. Las medidas de capacidad predictiva de un modelo cuantifican el grado en el cual las covariables determinan un resultado particular. Por otro lado, la variación explicada mide la ganancia relativa en la precisión de la capacidad predictiva cuando la predicción basada en covariables reemplaza la predicción no condicional.

En este contexto, en el proceso inherente a la selección de un modelo de regresión logística, se pueden utilizar diferentes medidas. Una medida conocida de bondad de ajuste es la estadística de Hosmer y Lemeshow. Cuando la intención al ajustar un modelo es además permitir la predicción de resultados, resulta apropiado seleccionar un modelo en base a su capacidad predictiva. Una medida popular para respuestas binarias es el área bajo la curva ROC, conocida como estadística "c". Más recientemente se han propuesto otras variantes apropiadas para el caso particular de regresión logística. Una clase de ellas son los denominados errores de predicción absolutos condicionales y no condicionales usando estimaciones directas e indirectas (Schemper, 2003). Estas últimas no requieren de los valores de respuesta observados, sino que se basan sólo en las estimaciones. Se definen de la siguiente manera:

- Error de predicción absoluto no condicional:

. estimación directa: $D^d = 2n^{-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$,

. estimación indirecta: $D^i = 2\bar{y}(1 - \bar{y})$,

siendo \bar{y} la estimación de $P(Y=1)$ bajo el modelo que contiene únicamente el intercepto.

- Error de predicción absoluto condicional:

. estimación directa: $D_x^d = 2n^{-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \pi_i)^2$,

. estimación indirecta: $D_x^i = 2n^{-1} \sum_{i=1}^n \pi_i(1 - \pi_i)$,

donde π es la estimación de $P(Y=1)$ basada en el modelo ajustado.

Una mejora en la precisión predictiva debido a la consideración de covariables se puede cuantificar por versiones del conocido coeficiente de determinación R^2 , definido en regresión lineal, específicamente para ser aplicado en regresión logística:

- Proporción de variancia explicada:

. estimación directa: $V^d = \frac{(D^d - D_x^d)}{D^d}$, denominado también por otros autores R_0^2 ,

. estimación indirecta:
$$V^i = \frac{(D^i - D_x^i)}{D^i}$$

Por su lado, Agresti (1990) propone una medida que utiliza en su definición la función de verosimilitud:

$$R_1^2 = 1 - \frac{-l(y, \pi)}{-l(y, \bar{y})}$$

donde $l(y, \bar{y})$ y $l(y, \pi)$ representan el máximo del logaritmo de la verosimilitud para el modelo que contiene únicamente el intercepto y para el modelo ajustado, respectivamente.

Además Liao, McGee (2003) proponen dos versiones ajustadas por el número q de parámetros en el modelo:

$$R_{1,ajd}^2 = 1 - \frac{-l(y, \pi) + (q+1)/2}{-l(y, \bar{y}) + 1/2}$$

$$R_{0,ajd}^2 = 1 - \frac{(n-1) \sum_{i=1}^n (y_i - \pi_i)^2}{(n-q-1) \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

3. RESULTADOS

Antes de presentar los resultados encontrados se detallan algunas consideraciones que surgen de la aplicación de los modelos descriptos a los datos de la EPH.

3.1. Consideraciones sobre el escenario de análisis

El grupo en estudio incluye sólo a los individuos que en las dos ondas de cada transición se declararon ocupados o desocupados pero con algún antecedente de ocupación anterior. No se incluye a quienes no trabajan - pero desean hacerlo- y no tenían ocupación previa ni tampoco se incluye a los inactivos. La razón de esta eliminación es que, tanto los inactivos como los ingresantes a la PEA como desocupados, no pueden ser clasificados de acuerdo con la variable "rama de actividad" ni "tamaño de la empresa". Esta delimitación del grupo en estudio afecta tanto la cantidad de desocupados como a la población económicamente activa de cada onda, que representa la muestra utilizada para las inferencias. Esto debe tenerse en cuenta en el momento de realizar las interpretaciones.

La variable "nivel de ingreso per cápita" es una variable poco confiable por causa de las inexactitudes del respondente y del subregistro. Para paliar este problema se procede a sustituir la variable ingreso per cápita por una agrupación de los deciles de ingreso que da lugar a una clasificación de los ingresos en tres categorías: "bajos" (1° a 3° decil), "medianos" (4° al 7° decil) y "altos" (8° al 10° decil).

Por último, el análisis se restringe a los individuos que trabajan o trabajaron en el sector de producción (secundario) o de servicios (terciario). Es decir, no incluye ramas de actividades primarias ya que se está trabajando con un aglomerado, Rosario, netamente urbano, donde las actividades rurales son casi nulas y por lo tanto existe una baja casuística en el sector.

3.2. Selección del modelo

En el proceso de búsqueda y selección de un modelo se prueba la significación de las diferentes variables y las interacciones entre ellas. De las interacciones propuestas resultan significativas sólo las interacciones dobles entre rama y estado ocupacional previo, entre la variable indicadora de la transición y estado ocupacional y la interacción triple entre edad, sexo y estado ocupacional previo. De ahí que un primer modelo tentativo (Modelo 1) incluye estas interacciones, las de menor orden asociadas a ellas y los efectos principales.

Se trata luego de simplificar el modelo eliminando la interacción triple. En este paso resultan también no significativas las interacciones dobles asociadas a ella. Surge entonces un modelo alternativo al más parametrizado, que incluye efectos principales y las interacciones dobles entre rama de actividad y estado ocupacional previo y entre transición y estado ocupacional (Modelo 2).

Con el fin de comparar ambos modelos se presentan en la tabla siguiente sus valores de bondad de ajuste y de poder predictivo (Tabla 4).

Tabla 4: Medidas de bondad de ajuste y poder predictivo

Medidas	Modelo1	Modelo 2
<i>De bondad de ajuste</i>		
AIC	985.308	988.484
Hosmer y Lemeshow	2.437 (p=0.9646)	3.857 (p=0.2324)
<i>De poder predictivo</i>		
Estadística "c"	0.808	0.800
D_x^d	0.228	0.232
D_x^i	0.228	0.233
V^d	0.269	0.256
V^i	0.272	0.254
R_l^2	0.237	0.223
$R_{l,adj}^2$	0.216	0.207
$R_{0,adj}^2$	0.252	0.244

La estadística de Hosmer y Lemeshow sugiere un adecuado ajuste de ambos modelos y el valor del AIC es levemente menor para el modelo más parametrizado.

Además se observa que la inclusión de los términos de interacción triple y sus asociados de segundo orden no se trasladan en un aumento del poder predictivo (por ejemplo $D_x^i = 0.233$ para el modelo 2 y 0.228 para el modelo 1) y la proporción de variancia explicada aumenta en sólo un 2% al complejizar el modelo ($V^i = 0.254$ y 0.272). Tampoco se observan diferencias entre los resultados si se utilizan las estimaciones directas o indirectas. Estas medidas indican que los predictores involucrados explican una pequeña fracción de la variación total, a pesar de la alta significación de los mismos.

Desde un punto de vista estrictamente estadístico, la consideración de estos valores conjuntamente con la significación de los coeficientes (Tabla 5), sugiere la elección del modelo 2.

Tabla 5: Estimaciones de los coeficientes del modelo 2

<i>Parámetro</i>	<i>Estimación</i>	<i>Prob. Asoc. (Test de ald)</i>
Intercepto	1.2842	0.0947
Sexo		0.4362
Masculino	0	-
Femenino	0.1561	0.4362
Edad		0.0029
Edad	-0.1190	0.0009
Edad cuadrado	0.0015	0.0006
Nivel de ingreso		0.0011
Bajo	0	-
Medio	-0.5120	0.0086
Alto	-0.8667	0.0006
Rama de actividad		
Construcción	0	-
Manufactura	-1.2100	0.0007
Ss. comerciales y transporte	-1.3343	0.0000
Intermediación financiera	-1.2359	0.0145
Adm. pública y defensa + Inst. pública y ss. de salud	-1.4234	0.0008
Otras actividades de servicios	-1.1163	0.0013
Estado ocupacional previo		
Ocupado	0	-
Desocupado	1.5579	0.0006
Transición		
Mayo 01/Octubre 01	0	-
Octubre 01/Mayo 02	0.6424	0.0109
Mayo 02/Octubre 02	0.0726	0.7910
Rama de actividad x Estado ocupacional previo		0.0046
Construcción x ocupado	0	-
Construcción x desocupado	0	-
Manufactura x ocupado	0	-
Manufactura x desocupado	0.6799	0.2504
Ss. comerciales y transporte x ocupado	0	-
Ss. comerciales y transporte x desocupado	1.8055	0.0004
Intermediación financiera x ocupado	0	-
Intermediación financiera x desocupado	2.3169	0.0024
Adm. púb. y defensa + Inst. púb. y ss. salud x ocupado	0	-
Adm. púb. y defensa + Inst. púb. y ss. salud x desocupado	1.3275	0.0745
Otras actividades de servicios x ocupado	0	-
Otras actividades de servicios x desocupado	1.0272	0.0579
Transición x Estado ocupacional previo		0.0183
Mayo 01/Octubre 01 x ocupado	0	-
Mayo 01/Octubre 01 x desocupado	0	-
Octubre 01/Mayo 02 x ocupado	0	-
Octubre 01 /Mayo 02 x desocupado	-0.7772	0.0828
Mayo 02 /Octubre 02 x ocupado	0	-
Mayo 02/Octubre 02 x desocupado	-1.2242	0.0051

3.3. Interpretación de los coeficientes

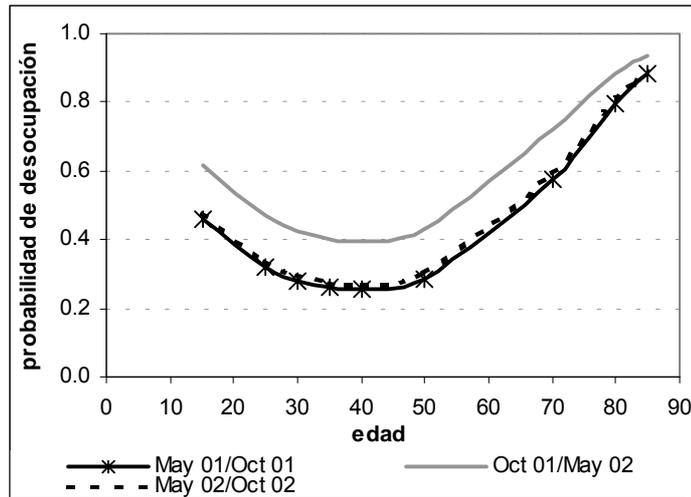
Edad

Los coeficientes correspondientes a la variable edad resultaron significativamente diferentes de cero, indicando una efectiva influencia de la edad sobre el paso a la desocupación.

Al ser la edad una covariable continua, una forma interesante de visualizar las variaciones de la probabilidad de desocupación para diferentes edades es a través del gráfico de las probabilidades de desocupación estimadas para perfiles determinados discriminados según el estado ocupacional previo y la transición.

Se elige, entonces, presentar las probabilidades estimadas para hombres con bajos ingresos, pertenecientes a la rama de la construcción versus edad en dos gráficos, uno cuando el estado previo es ocupado (Figura 1) y otro cuando el estado previo es desocupado (Figura 2) con tres curvas cada una referida a las transiciones.

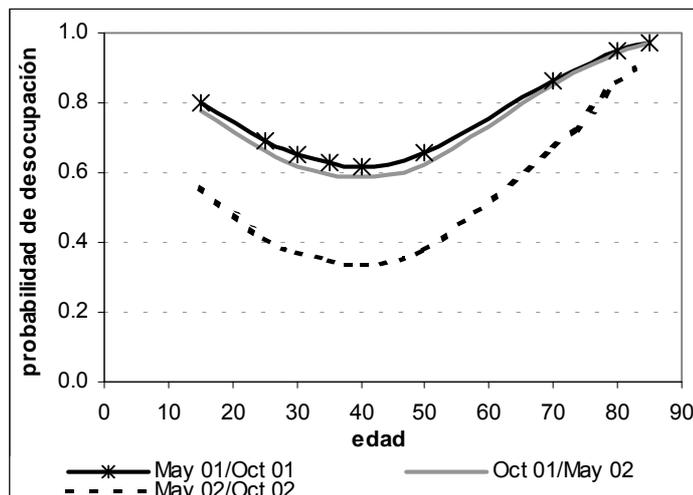
Figura 1: Probabilidad de desocupación para varones de la rama construcción, con ingresos bajos y estado previo ocupado versus edad según transición



En el gráfico se visualiza el similar comportamiento de la relación entre probabilidad de desocupación y edad para los varones de la rama construcción, con ingresos bajos cuando estuvieron ocupados en la onda anterior en todas las transiciones, pero con probabilidades de pasar a la desocupación más altas en la transición octubre 01/mayo 02. En general las probabilidades decrecen hasta alrededor de los 40 años, edad a partir de la cual aumentan.

Si ahora se considera un grupo poblacional con las mismas características pero que se declara desocupado en la onda previa, en general las probabilidades de desocupación son más altas y más estables que en la figura anterior, en particular para las transiciones mayo 01/octubre 01 y octubre 01/mayo 02. La transición mayo 02/octubre 02 evidencia una disminución en la persistencia de la desocupación.

Figura 2: Probabilidad de desocupación para varones de la rama construcción, con ingresos bajos y estado previo desocupado versus edad según transición



Nivel de ingreso

El efecto significativo del ingreso familiar sobre la probabilidad de desocupación se traduce en una disminución de la chance de desocupación a medida que aumenta el ingreso. Concretamente para una transición dada y para valores fijos de la edad, la rama de actividad y el estado ocupacional anterior:

- la chance de estar desocupado si se tiene un ingreso medio es el 40% ($\exp(-0.5120) = 0.60$) menor que si se tiene un ingreso bajo y
- la chance de estar desocupado si se tiene un ingreso alto es el 58% ($\exp(-0.8667) = 0.42$) menor que si se tiene un ingreso bajo.

Rama de actividad

Este factor interactúa con el estado ocupacional anterior, es decir la influencia de la rama de actividad sobre las probabilidades de desocupación en el tiempo t difiere según que el estado anterior haya sido ocupado o desocupado.

La tabla 6 muestra las razones de odds de cada rama en comparación con la construcción según el estado ocupacional previo, las cuales se obtienen a partir de las estimaciones de los coeficientes asociados del modelo.

Tabla 6: Razón de odds entre estado ocupacional actual y rama de actividad según estado ocupacional previo

<i>Rama de actividad</i>	<i>Estado previo desocupado</i>	<i>Estado previo ocupado</i>
Manufactura	0.59	0.30
Ss. comerciales	1.60	0.26
Intermediación Financiera	2.95	0.29
Adm. Pública y defensa + Inst. púb. y ss. salud	0.91	0.24
Otras actividades de servicios	0.91	0.33

De acuerdo a esta tabla, para las personas que en la onda previa se encontraban ocupadas, la chance de pasar a la desocupación es menor -alrededor del 70%- para los que trabajaban en cualquier rama en comparación con los ocupados en la construcción.

Si en cambio, las personas estaban desocupadas en la onda previa, se destaca la chance tres (2.95) veces mayor de seguir desocupados de las personas que habían trabajado en intermediación financiera en comparación con los que lo habían hecho en la construcción. Con valores menores pero en el mismo sentido le siguen las personas que alguna vez trabajaron en servicios comerciales. En sentido contrario se destacan los alguna vez ocupados en la rama manufacturera, quienes presentan una chance un 40% (0.59) menor de continuar desocupados en relación a los desocupados pertenecientes a la rama de la construcción.

Transición

Según las ondas consecutivas consideradas, el efecto del estado ocupacional anterior sobre la probabilidad de desocupación varía. Pero como se ha visto que el estado ocupacional previo influye sobre la probabilidad de desocupación de forma diferente según la rama, se combinan ambos resultados en la Tabla 7.

Tabla 7: Razón de odds entre estado ocupacional y estado ocupacional en el período previo según transición y rama de actividad

Rama de actividad	May 01/Oct 01	Oct 01/May 02	May 02/Oct 02
Construcción	4.75	9.03	5.11
Manufactura	9.37	17.82	10.08
Ss. comerciales	28.89	54.92	31.06
Intermediación Financiera	48.17	91.58	51.80
Adm. Pública y defensa + Inst. púb. y ss. salud	17.91	34.05	19.26
Otras actividades de servicios	13.26	25.22	14.26

Las estimaciones de las razones de odds presentadas, todas mayores que uno, indican que las chances de estar desocupado son mayores que las de estarlo en la onda previa para todas las ramas y en todas las transiciones. El mismo orden creciente de estas razones de odds en todas las transiciones muestra a la rama de la construcción como la de mayor rotación laboral y en el otro extremo, la intermediación financiera aparece como la rama con mayor persistencia en el desempleo en el período de estudio considerado. Por último los valores más altos en la segunda transición señalan las características críticas de este período –octubre 01/mayo 02 (Tabla 7).

4. DISCUSIÓN

En este trabajo se intentaron caracterizar los cambios de un estado ocupacional a otro en función de características socioeconómicas y demográficas recabadas por la EPH. Para ello se utilizaron los modelos logit de transición, también denominados modelos logísticos regresivos, los cuales incorporan las respuestas previas como variables explicativas además de las covariables consideradas de interés. Su ajuste implica disponer de información acerca de los mismos individuos en diferentes ondas consecutivas pero como es sabido, que la observación repetida sobre un mismo individuo introduce dependencia entre las respuestas. Sin embargo estos efectos intra-sujetos pueden disminuir marcadamente condicionando sobre respuestas en períodos anteriores. En especial, la estructura de Markov de primer orden utilizada en este trabajo, condiciona sólo sobre el estado ocupacional previo y permite, además, considerar interacciones entre las covariables y el estado anterior en sus efectos sobre la respuesta actual.

Los resultados hallados muestran fundamentalmente que el estado ocupacional previo es un fuerte predictor del estado ocupacional actual con variaciones según la transición que se trate y afectando en forma diferente la probabilidad de desocupación en cada onda según la rama de actividad.

5. REFERENCIAS

- AGRESTI, A., 1990. *Categorical Data Analysis*. John Wiley & Sons.
- ANDERSON, T. W. & GOODMAN, L. A., 1957. Statistical Inference about Markov Chains. *Annals of Mathematical Statistics* 28: 89-100.
- DIGGLE, P. J.; LIANG K. & ZEGER S. L., 1994. *Analysis of Longitudinal Data*. Oxford University Press.
- HOSMER, D. W. & LEMESHOW, S., 1989. *Applied Logistic Regression*. John Wiley & Sons. New York.



- LIAO, J. G.; MCGEE, D., 2003. Adjusted Coefficients of Determination for Logistic Regression. *The American Statistician*, 57 n°3: 161-165.
- SCHEMPER, M., 2003. Predictive accuracy and explained variation. *Statistics in Medicine*, 22: 2299-2308.
- SERVY, E.; HACHUEL, L.; BOGGIO, G.; CUESTA, C; LEONE, G. 1999. *Modelos estadísticos para el estudio de la desocupación. Parte I: Modelos para cortes transversales*. Cuadernos del IITAE N°5 . Escuela de Estadística. Facultad de Ciencias Económicas y Estadística. Universidad Nacional de Rosario.
- SERVY, E.; HACHUEL, L.; BOGGIO, G.; CUESTA, C; 2000. *Estudio de la dinámica del desempleo, rotación laboral y composición del flujo hacia el desempleo mediante modelos de tipo logit*. Actas XXVIII Coloquio Argentino de Estadística de la SAE. Posadas.
- SWETS, JA, 1988. Measuring the accuracy of diagnostic system. *Science*, 240 :1285-1293.
- WARE, J. H.; LIPSITZ, S. & SPEIZER, F. E., 1988. Issues in the Analysis of Repeated Categorical Outcomes. *Statistics in Medicine*, 7: 95-107.
- ZHENG, B.; AGRESTI, A., 2000. Summarizing the predictive power of a generalized linear model. *Statistics in Medicine*, 19: 1771-1781.

ANEXO

Definición de las variables socio-económicas y demográficas

- **Sexo:** masculino, femenino.
- **Edad:** variable continua medida en años.
- **Escolaridad:** primario incompleta, primaria completa, secundaria incompleta, secundaria completa, nivel superior o universitario incompleto y nivel superior o universitario completo.
- **Nivel de ingreso:** bajo (1°, 2° y 3° decil de ingreso), medio (4° al 7° decil) y alto (8° a 10° decil).
- **Rama de actividad:** construcción, industria manufacturera, servicios comerciales y de transporte, intermediación financiera, administración pública o defensa e instrucción pública o servicios de salud, otras actividades de servicios.
- **Tamaño de la empresa:** unipersonal, de 2 a 5 personas, de 6 a 25 personas, de 26 a 100 personas y más de 100 personas.
- **Transición:** Mayo 01/Octubre 01, Octubre 01/Mayo 02 y Mayo 02/Octubre 02.
- **Estado ocupacional previo:** ocupado, desocupado.