

# MOVILIDAD EN LOS MERCADOS LABORALES DEL PERÚ: 2007-2011<sup>1</sup>

José Rodríguez y Gabriel Rodríguez

## 1. INTRODUCCIÓN

La mirada de los mercados laborales a través del empleo de información de corte transversal solo muestra una parte de lo que realmente sucede en el mundo laboral. Por ejemplo, en el Perú, a pesar del vigoroso crecimiento de la economía en la última década, ni la tasa de desempleo ni la tasa de actividad se han movido significativamente. En términos netos la creación de empleo (asalariado y no asalariado, que es muy importante en el Perú) ha sido significativa, pero solamente en los últimos años los ingresos laborales promedio han mostrado una recuperación en términos reales. Sin embargo, la participación del empleo informal en la mayor parte de esta década prácticamente no se ha modificado (Rodríguez & Higa, 2010). Por otra parte, la relativamente escasa y reciente información en base a muestras panel ha permitido notar que los flujos brutos de población en edad de trabajar entre la actividad económica y la inactividad, y entre la ocupación y la no ocupación (que no es necesariamente desempleo) son muy importantes.

La escasa literatura dedicada a investigar la dinámica laboral empleando muestras panel ya ha señalado que hay un importante grado de movilidad laboral (Chacaltana, 2001; Díaz & Maruyama, 2000; Herrera & Hidalgo, 2002, Herrera & Rosas, 2003; Morales *et al.*, 2010; Garavito, 2010). Hay resultados de mediciones de las transiciones laborales a escala nacional para las áreas urbanas y rurales por separado, y hasta para la región metropolitana de Lima que alberga a más de un cuarto de la población del país. En conjunto y considerando tres estados (ocupados, desocupados e inactivos) a escala nacional, por ejemplo empleando paneles anuales, se ha estimado que entre 1998 y 2008 en promedio 21% de la población en edad de trabajar cambió de estado.

---

<sup>1</sup> Agradecemos a Jorge Luis Bazán por la ayuda que nos brindó para la utilización del Winbugs para las estimaciones bayesianas. Rosibell Solís fue una eficiente asistente de investigación durante las etapas finales de la investigación.

En las áreas urbanas del país la movilidad puede representar alrededor de 20% (con paneles trimestrales), entre 25 y 30% con paneles anuales y hasta 40% si se utiliza conjuntamente la información de cuatro paneles trimestrales a lo largo de un año.

Otro resultado hallado en la literatura peruana es la existencia de flujos de población entre la ocupación y la inactividad en ambas direcciones que superan largamente los flujos entre ocupación y desocupación. Esto es explicado (o al menos está asociado) mediante el hecho de que la proporción de población desempleada es relativamente pequeña (de 4 a 5% a escala nacional) y al hecho de que la duración del desempleo es relativamente corta (Chacaltana, 2001; Díaz & Maruyama, 2000).

Respecto de la alta movilidad, resulta interesante mencionar algunos resultados de otros países. Por ejemplo, para el caso de Chile, García y Naudon (2012) empleando paneles trimestrales entre 1993 y 2009 encuentran que en promedio 12,9% de la población en edad activa (15 años y más) cambia de estado entre ocupación, desocupación e inactividad. Para el caso de Argentina, Pessino y Andrés (2000) reportan resultados que permiten calcular que el 20,6% de la población en edad de trabajar de 15 a 64 años en el Gran Buenos Aires, cambió de estado entre octubre de 1998 y octubre de 1999. Si se considerara un panel con un intervalo de tiempo menor a seis meses (i.e. octubre de 1998 a mayo de 1999), el grado de movilidad prácticamente no se altera (20,4%). Con relación al análisis más específico de las transiciones entre estados, Pessino y Andrés (2000) reportan que 57% de los que dejan de estar ocupados pasan a ser desocupados en el siguiente periodo y el restante 43% pasa a la inactividad. Los desocupados que dejan de serlo cambian más frecuentemente de estado hacia la ocupación (65%) que a la inactividad (35%). Finalmente entre los que dejan de ser inactivos muestran una frecuencia relativa mayor de pasar a la ocupación (60%) que a la desocupación (40%). Estos autores reportan los resultados para EE.UU. y muestran un panorama distinto comparado con el de Argentina. Para los ocupados que cambian de estado el destino más frecuente es largamente la inactividad (87%), mientras que los que dejan la inactividad tienen como mayor destino la ocupación (89%). El caso chileno también muestra que son más importantes los flujos entre ocupación e inactividad que entre ocupación y desocupación. Este es un rasgo también observado en el Perú.

Otros trabajos han analizado la movilidad laboral tomando en consideración, además de los tres estados mencionados, una desagregación de los ocupados en tipos de empleo, típicamente diferenciando sector formal e informal (ver por ejemplo Bosch & Maloney, 2005 y 2010). Estos estudios encuentran mayores grados de movilidad en relación a los mencionados arriba. En parte, ello se debe al hecho de considerar más estados en las transiciones. Un aspecto interesante de esos trabajos es que encuentran evidencia de que al menos parte del empleo informal puede ser visto como un empleo

voluntario. Otros trabajos solo analizan las transiciones entre los ocupados, poniendo énfasis en la posible segmentación de los mercados de trabajo entre empleos formales e informales (ver Sedlacek *et al.*, 1990; da Silva & Pero, 2009). En estos trabajos se encuentra que el tiempo de permanencia en puestos de trabajo informales es mucho menor que el tiempo de permanencia en puestos formales.

Los resultados de la literatura mencionada arriba sugieren es que es importante complementar la mirada de los mercados laborales con datos de corte transversal que incluyan información que permita aproximarlos a la dinámica de los mismos. Esto se hace en este trabajo mediante un uso intensivo de información panel entre los años 2007 y 2010, en primer lugar para el Perú en su conjunto, a fin de identificar los hechos estilizados utilizando las matrices de transición. Hacemos uso de estadística bayesiana para estimar las probabilidades de transición y los intervalos de confianza. Con estas probabilidades calculamos diferentes índices de movilidad que permiten caracterizar el grado de movilidad, el tipo de movilidad y las intensidades de movilidad entre los estados. Luego modelamos con regresiones logit lo que consideramos dos de las transiciones más importantes: ocupación-ocupación versus ocupación-no ocupación. En este ejercicio, que se hace por separado para hombres y mujeres, se incluyen variables vinculadas a la oferta de trabajo así como variables que buscan capturar los movimientos agregados de los mercados laborales a través de la demanda. Antes de presentar nuestro trabajo, en la siguiente sección se hace una revisión de los resultados de todos los trabajos que hay para el Perú sobre movilidad laboral.

Luego de esta introducción, en la segunda sección se hace una revisión de la literatura sobre movilidad y transiciones laborales en el caso específico del Perú. En la tercera sección buscamos establecer los hechos estilizados respecto de la movilidad laboral, mediante el empleo de matrices de transición y estadística bayesiana. En la sección 4 se presentan los resultados de un análisis de determinantes de las transiciones desde la ocupación hacia fuera de ella, haciendo uso de datos de panel con regresiones logit binomiales. Finalmente, la última sección está dedicada a hacer un balance y conclusiones.

## **2. REVISIÓN DE LA LITERATURA PARA EL CASO DEL PERÚ**

Son relativamente pocos los trabajos sobre el Perú que analizan la movilidad laboral empleando información longitudinal de las muestras panel (MTPE, 1998; Díaz & Maruyama, 2000; Chacaltana, 2001; Herrera & Hidalgo, 2002; Herrera & Rosas, 2003; y Morales *et al.*, 2010). La mayor parte se concentra en la segunda mitad de la década de 1990 y principios de la siguiente década y solo uno, más reciente, llega al 2008. En parte esto es así porque este tipo de muestras han sido escasas en el pasado.

Los primeros estudios con muestras panel de hogares se remontan a la segunda mitad de la década de 1990. A escala nacional, la Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO) fue la primera en incorporar una muestra panel de hogares, pero el diseño muestral ha ido variando a lo largo del tiempo.

### 2.1. Una nota sobre las bases de datos

Las muestras panel utilizadas en estos trabajos tienen diferentes características, lo cual limita la posibilidad de comparar los resultados. Las muestras empleadas en los estudios difieren por dos razones: diferencias en la cobertura de los ámbitos geográficos (i.e. nacional, Perú urbano, Perú rural y Lima Metropolitana) y diferencias en el propio diseño muestral del panel, lo que se refleja, entre otras cosas, en el tiempo transcurrido entre entrevistas y en el número de veces que una persona es entrevistada a lo largo de las muestras panel. Respecto a esto último, podemos identificar tres tipos de diseños muestrales: (i) entrevistas cada tres meses a lo largo de un mismo año (ENAHO, Panel 1996), (ii) entrevistas cada tres meses con muestras continuas todos los meses a lo largo casi dos años (EPE, 2001-2002), (iii) entrevistas cada doce meses con muestras recogidas a lo largo del último trimestre del año (ENAHO 1997-1998-1999), y (iv) entrevistas cada doce meses con muestras anuales continuas (ENAHO 2004-2008).

En el primer y segundo tipo de diseño muestral, las personas fueron entrevistadas cada tres meses. En el primer caso (ENAHO 1996), esto se hizo a lo largo del año 1996 en cuatro oportunidades (una entrevista en cada trimestre), mientras que en el segundo caso (EPE 2001-2002) un grupo fue entrevistado hasta en cuatro oportunidades y el otro en solamente dos oportunidades<sup>2</sup>. En cualquier caso, la ventana de observación de cada individuo se extendió hasta por un máximo de nueve meses, en cuatro oportunidades y con intervalos de tres meses entre observaciones.

En los tipos 3 y 4 de muestra panel, se entrevistó dos veces a cada persona con un intervalo de tiempo entre entrevistas de aproximadamente doce meses. En las ENAHO 1997, 1998 y 1999, la muestra (total y panel) fue entrevistada durante el último trimestre de cada año (octubre a diciembre), mientras que en las ENAHO 2004 a 2008, las muestras fueron continuas a lo largo de todo el año (enero a diciembre). Estas diferencias en la distribución de la muestra a lo largo del año podrían hacer que las muestras del cuarto trimestre estuvieran sesgadas por alguna estacionalidad. En cualquiera de estos dos tipos de muestreo la distancia entre observaciones es de doce meses.

---

<sup>2</sup> Véase la descripción del muestreo en <http://www.eclac.cl/deype/mecovi/docs/TALLER8/10.pdf> y <http://www.eclac.cl/deype/mecovi/docs/TALLER9/21.pdf> para la ENAHO 1996, y en Herrera & Hidalgo, 2002, para la EPE 2001-2002. En los dos casos hubo un incremento en la tasa de no respuesta a lo largo del tiempo, lo que llevó a modificar el diseño de las muestras panel.

Finalmente, la población de referencia en todas las ENAHO es el Perú a escala nacional, mientras que para las EPE es Lima Metropolitana. A pesar de esta característica de las ENAHO, algunos trabajos se limitaron al Perú urbano (Díaz & Maruyama, 2000; Chacaltana, 2001) mientras que otros separaron los análisis distinguiendo área urbana y área rural (Herrera & Rosas, 2003).

## 2.2. Principales hallazgos

### 2.2.1. Perú Urbano

El trabajo del MTPE (1998), luego publicado por Chacaltana (2001)<sup>3</sup>, representa el primer estudio que utiliza la muestra panel de la ENAHO 1996 de los cuatro trimestres. Esta misma base de datos es empleada por Díaz y Maruyama (2000). Considerando tres estados de la población en edad de trabajar (PET), en la mirada de las transiciones cada tres meses (primer trimestre al segundo, segundo al tercero y tercero al cuarto) aproximadamente 20% de la PET cambió de estado (véase el cuadro 1). En el 80% que no cambió, los ocupados y los inactivos son igualmente importantes. Los que se mantienen desocupados entre dos trimestres no llegan a representar ni el 1%. Cuando se amplía la mirada a los cuatro trimestres de manera conjunta, la proporción de los que cambió de estado se duplica y pasa a 40%. En el 60% restante que no cambió de estado, están sobre-representados los ocupados, a pesar de que siguen siendo la misma proporción de la PET (aproximadamente 40%). Es decir, la disminución en el porcentaje de los que no cambiaron de estado, de 80% a 60%, se debe a la disminución de los que se reportan como inactivos en los cuatro trimestres: caen de 40% de la PET entre dos trimestres contiguos a 20% a lo largo de los cuatro trimestres. Esto sugiere que parte importante de la movilidad está asociada al grupo de los inactivos, pues estos estarían cambiando de estado más frecuentemente en períodos más largos (en este caso de hasta nueve meses).

Aún en el ámbito del Perú urbano, Chacaltana (2001) encuentra que con la muestra panel de la ENAHO del cuarto trimestre de 1997 y 1998 (observaciones con doce meses de distancia entre ellas), 27% de la PET cambió de estado y 73% no lo hizo. Esto es, una movilidad mayor que la que se observa cada tres meses (reportada arriba en aproximadamente 20%), pero menor que la que muestra el conjunto de los cuatro trimestres de 1996, que arroja 40% de movilidad. A primera vista estos resultados pueden parecer inconsistentes. Si bien es cierto que luego de un período mayor de tiempo parece posible que más personas hayan cambiado de estado, como lo sugiere el incremento en la proporción que cambia de estado cuando se pasa de intervalos de tres meses a otro de doce meses, lo aparentemente

---

<sup>3</sup> El trabajo de Chacaltana (2001) contiene los resultados reportados en MTPE (1998) y los amplía.

inconsistente es el resultado del conjunto de las tres transiciones a lo largo de 2006 con las transiciones a los doce meses, donde la primera muestra mayor movilidad que la segunda. Ensayamos una explicación a continuación.

Si la movilidad a lo largo de 1996 se define sobre las cuatro observaciones —una cada trimestre— entonces no cambiar de estado es equivalente a reportar el mismo estado en las cuatro entrevistas, mientras que cambiar de estado implica reportar al menos un cambio en el mismo en cualquiera de las tres transiciones. Siendo la inactividad y el desempleo estados poco persistentes en el tiempo, aun a pesar de que estar ocupado es un estado muy persistente, es más probable encontrar personas que a lo largo de cuatro observaciones (con tres meses de intervalo entre cada dos de ellas) reporten cambios de estado, que con solo dos observaciones con doce meses de distancia entre ellas. La razón es que parte de los que se reportan como inactivos al principio y al final del período de doce meses (es decir que no cambian de estado desde esta perspectiva) han pasado por diferentes estados después de la observación inicial y antes de la final. En ese sentido, estos tres conjuntos de resultados con la misma base de datos no son inconsistentes. Lo que sucede es que la medida de movilidad es sensible al tamaño del intervalo de tiempo entre observaciones en un contexto en el que hay estados de corta duración<sup>4</sup>.

Herrera y Rosas (2003) desagregan la mirada del Perú urbano por sexo y agregan el Perú rural. Utilizan las muestras panel de los últimos trimestres de 1997, 1998 y 1999. Encuentran que la movilidad es mayor en las áreas urbanas, en comparación con las rurales, y entre las mujeres *vis a vis* los hombres. Los hombres en áreas rurales son los que menos movilidad reportan: casi 90% que no cambia de estado y entre ellos largamente la mayor parte están ocupados.

Garavito (2010) utiliza la muestra panel de 2004 a 2006 (que son muestras continuas a lo largo de los doce meses de cada año) y encuentra que para el conjunto del Perú urbano hubo movilidad en 25,2% según el panel 2004-2005 y 23,7% según el panel 2005-2006. En cualquiera de los dos paneles la mayor parte de las transiciones o cambios de estado se observan entre la inactividad y el desempleo, en ambas direcciones, lo cual es consistente con lo encontrado en otros trabajos.

### 2.2.2. Lima Metropolitana

Herrera e Hidalgo (2002) utilizan la EPE entre marzo de 2001 y diciembre de 2002. Apilan todas las muestras panel con intervalos de tres meses y hacen un análisis de transiciones para medir vulnerabilidad, entendida como la pérdida del empleo.

<sup>4</sup> Otra hipótesis, que podría complementar la anterior, es que los años 1997 y 1998 hayan sido mejores en términos de las oportunidades laborales, manifestándose en, por ejemplo, empleos más estables. De hecho, con el panel 1997-1998, 54% de la PET se declaró ocupada en ambos años frente a 40% en el panel de 1996.

Encuentran que, en el período considerado, en promedio 22% sí cambio de estado. Del 78% que no cambió, la mayor parte se mantuvo como ocupado en las dos observaciones hechas con intervalos de tres meses una sola vez.

### 2.2.3. Nacional

Herrera y Rosas (2003) utilizan el panel de la ENAHO del cuarto trimestre de 1998 y 1999, y encuentran que 27% de la PET cambió de estado y 73% no lo hizo. Una vez más, la mayor parte de los que no cambiaron de estado son los que reportaron estar ocupados en los dos años en que fueron entrevistados. Un resultado algo diferente reporta Morales *et al.* (2010) quienes calculan promedios de transiciones utilizando las ENAHO desde 1998 hasta 2008. Encuentran que 21% cambió de estado y 79% no lo hizo. Una vez más, entre los que no cambian el reporte de su estado doce meses después, los ocupados están sobre-representados.

### 2.3. Resumen

Casi todos los trabajos señalan que en el Perú existe alta movilidad laboral, sin embargo ninguno menciona cuál es el criterio bajo el cual se puede decir que existe un alto grado de movilidad. Como se ha mostrado, la proporción de la PET que cambia de estado varía de 10% (hombres residentes en áreas rurales) hasta 41% (ambos sexos en las áreas urbanas del Perú). El porcentaje de la población que cambia de estado varía según el ámbito poblacional que se considere (nacional, urbano o rural, Lima Metropolitana) y el sexo. En las áreas metropolitanas y urbanas en general, se encuentra mayor movilidad. Según sexo las mujeres en comparación con los hombres muestran mayor proporción que cambia de estado, sea en áreas urbanas o en áreas rurales.

Por otra parte, el período de tiempo transcurrido entre dos observaciones del panel es crucial en la medida de movilidad. Cuanto más largo el tiempo transcurrido entre las observaciones, mayor la proporción que cambia de estado, como parece razonable. Lo más interesante es que cuanto mayor el tamaño del tiempo transcurrido, mayor es la importancia de los que se mantienen ocupados entre los que no cambian de estado y mucho menor la de los inactivos, lo que implica que estos son los que tienden a cambiar más de estado a lo largo de períodos de mayor duración.

Finalmente, las transiciones más frecuentes e importantes en términos relativos son entre la ocupación y la inactividad. Es decir, la mayor parte de los que dejan de estar ocupados pasan a ser inactivos, y la mayor parte de los que dejan de estar inactivos pasan a estar ocupados. Es decir, el desempleo, sea activo u oculto no parece ser un estado de transición entre la ocupación y la inactividad. Esto es consistente, por otro lado, con el hecho de que la duración del desempleo activo sea de baja duración (entre diez y trece semanas).

Cuadro 1. Resumen de los resultados de los trabajos sobre transiciones laborales en el Perú

Resultado de la transición laboral	Perú					Perú Urbano												
	1997-4 / 1998-4 m=12,t=2		2004 / 2005 m=12,t=2		2005 / 2006 m=12,t=2		1996 (m=3,t=4) <sup>1</sup>		1996 m=3,t=4		1996-1 / 1996-2 m=3,t=2		1996-2 / 1996-3 m=3,t=2		1996-3 / 1996-4 m=3,t=2		1997-4 / 1998-4 m=12,t=2	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)								
No cambia	73,3	78,7	74,8	76,3	58,8	59,2	78,6	80,7	80,5	73,2								
Ocupado	56,2	59,8	51,5	54,3	39,7	41,0	39,1	39,1	39,3	53,9								
Desocupado	1,4	0,5	0,7	0,8	0,1	0,0	0,7	0,5	0,3	0,9								
Inactivo	15,7	18,4	22,5	21,2	19,0	18,2	38,8	41,1	40,9	18,4								
Sí cambia	26,7	21,3	25,2	23,7	41,2	40,8	21,4	19,3	19,5	26,8								
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0								

Resultado de la transición laboral	Perú Urbano: hombres			Perú Urbano: mujeres			Perú Rural: hombres			Perú Rural: mujeres			Lima Met.
	1997-4 / 1998-4 m=12,t=2		1997-4 / 1998-4 m=12,t=2		1997-4 / 1998-4 m=12,t=2		1997-4 / 1998-4 m=12,t=2		1997-4 / 1998-4 m=12,t=2		1997-4 / 1998-4 m=12,t=2		
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	
No cambia	75,9	73,9	71,3	68,6	68,1	67,4	89,8	88,9	88,3	70,9	72,3	71,3	78,4
Ocupado	63,3	58,3	57,9	42,2	40,4	40,4	86,4	85,4	85,5	53,0	58,0	57,4	52,3
Desocupado	1,7	1,6	1,1	2,3	1,7	1,8	0,1	0,0	0,3	0,9	0,5	0,7	1,6
Inactivo	11,0	14,1	12,3	24,1	25,9	25,2	3,3	3,4	2,5	16,9	13,8	13,2	24,5
Sí cambia	24,1	26,1	28,7	31,4	31,9	32,6	10,2	11,1	11,7	29,1	27,7	28,7	21,6
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

(1) m indica el número de meses transcurridos entre la primera y la última entrevista, mientras que t el número de veces que fue entrevistada una misma persona.  
Fuentes: Columnas 1 y 11 a 22: Herrera e Hidalgo (2002); columna 2: Morales et al. (2010); columnas 3 y 4: Garavito (2010); columnas 5, 7, 8, 9 y 10: Chacaltana (2001); columna 6: Díaz y Maruyama (2000); columna 23: Herrera y Rosas (2003). Elaboración de los autores.



### 3. LOS HECHOS ESTILIZADOS

Vamos a considerar la siguiente distinción dentro de la PET: los que están ocupados (o población económicamente activa ocupada) y los que no lo están. Dentro de este segundo grupo se puede identificar tres tipos de personas: los desempleados abiertos (los que buscan activamente empleo durante el período de referencia), los desempleados ocultos (los desalentados, es decir, los que se cansaron de buscar) y los inactivos o también denominadas personas fuera de la PEA (pues ni trabajan ni buscan trabajo)<sup>5</sup>. En la metodología que se explica a continuación, así como en la presentación de los hechos estilizados, se consideran los cuatro estados de la PET mencionados arriba.

#### 3.1. Metodología: matrices de transición y estadística Bayesiana

##### 3.1.1. Matrices de transición

Sea  $N$  la matriz que muestra la distribución en términos absolutos (o en cantidades) de una cierta población según el estado en el que se encontraba en dos períodos. Cada fila de la matriz representa el estado en el período inicial ( $t$ , en adelante) y cada columna el estado en el período final ( $t + \tau$ ), en donde el tamaño del intervalo entre dos períodos puede medirse en diferentes unidades (días, semanas, meses, años). Así, si se observa a los individuos de una muestra panel, el intervalo de tiempo entre cada una de las observaciones define el tamaño de  $\tau$ . En una muestra panel con intervalos de doce meses (como los paneles de la ENAHO)<sup>6</sup>, empleando una unidad de medida del tiempo en años ( $t$  es el año calendario y  $\tau$  el número de años entre dos observaciones), el período inicial se representa por  $t$  y el período final por  $t + 1$ .

---

<sup>5</sup> En el Perú la PET está constituida por personas de 14 años y más. En la definición oficial de la PEA solamente se considera a los ocupados y a los desempleados abiertos. De modo que el desempleo oculto forma parte, en esta definición, de PET inactiva. Los ocupados son todos aquellos que durante el período de referencia participaban en alguna actividad económica que generara alguna forma de ingreso (monetario o no) trabajando al menos una hora a la semana. La única categoría ocupacional que es tratada de manera diferente es la de los trabajadores familiares no remunerados, para los que el mínimo de horas que deben trabajar para ser considerados ocupados es quince horas en la semana de referencia.

<sup>6</sup> Tres paneles se han realizado con la ENAHO: 1997-2001, 2002-2006 y 2007-2011. De este último, hasta el momento solo se ha publicado las bases de datos del panel 2007-2010. En todos estos paneles el tamaño del intervalo entre dos observaciones es doce meses.

El número de estados es arbitrario pero el mismo en cada período. Para efectos prácticos, en la representación matricial de la distribución de la población  $i$  (donde  $i = 1, \dots, s$ ) denota los estados en el período inicial y  $j$  ( $j = 1, \dots, s$ ) en el final. De modo que el elemento  $n_{ij}$  representa la cantidad de personas que estaban en el estado  $i$  en el período inicial y en el estado  $j$  en el período final.

A partir de la matriz  $N$  se pueden definir otras dos matrices. La matriz con la distribución relativa (en términos porcentuales) con respecto al total de la población que denominaremos  $Q$  (y sus elementos  $q_{ij}$ ) y la matriz de transición que representa la distribución de la población con relación a su estado inicial. Esto es decir, habiendo estado en el estado  $i$  en el período inicial, cómo se distribuye en términos porcentuales esta población en cada uno de los estados  $j$  en el período final. Denominaremos  $P$  (y sus elementos  $p_{ij}$ ) a la matriz de transición. Nótese que la suma a lo largo de las filas (columnas) en la matriz  $Q$  brinda la frecuencia relativa (porcentual) de cada estado en el período inicial (final), mientras que la suma a lo largo de la fila en la matriz  $P$  debe ser 100%.

#### *Medidas de movilidad a partir de las matrices*

El grado de movilidad total de la población se mide considerando toda la población que ha tenido un cambio de estado entre los dos períodos. Por ejemplo, los que habiendo estado ocupados en el estado inicial se encuentran desempleados (en cualquiera de sus modalidades) o como inactivos (fuera de la PEA) en el período final. Los que se mantuvieron en el mismo estado no representan movilidad alguna. Luego, el índice de movilidad total, que denominaremos  $T$ , es igual a la suma de todos los elementos de la matriz  $Q$  (que es 100%) menos la suma de la diagonal principal que representa, precisamente, la proporción de la población total que fue observada en el mismo estado en los dos períodos. Formalmente:

$$T = \sum \sum_{i,j} q_{ij}, \text{ para } i \neq j.$$

La movilidad total puede descomponerse en dos partes. Una de ellas identifica la parte de la movilidad que representa una suerte de intercambio de personas entre dos estados, de manera que el flujo neto de personas entre ambos estados sea nulo. Por ejemplo, si cincuenta personas pasan de la ocupación a la inactividad y setenta personas de la inactividad a la ocupación, entonces la movilidad circular es cien personas: cincuenta en una dirección y cincuenta en la otra. Esta movilidad circular, que denotaremos con  $C$ , se mide en términos proporcionales respecto de la población total. El otro componente de la movilidad, en cambio, mide el exceso (o defecto, dependiendo en qué dirección se vea el movimiento de personas) en el flujo

de personas. Así, en nuestro ejemplo, veinte es volumen de movilidad estructural, pues estas veinte personas han aportado a modificar la participación relativa de cada estado en la población total entre los dos períodos. Denotamos este segundo tipo de movilidad con  $E^7$ .

Luego, en base a estas definiciones la movilidad estructural se mide de la siguiente manera:

$$E = \sum_{i,j} (q_{i.} - q_{.i}) \text{ para } (q_{i.} - q_{.i}) > 0,$$

en donde  $q_{i.}$  y  $q_{.i}$  representan las proporciones de la población en el estado  $i$  en el período inicial y final, respectivamente.

Mientras que la movilidad circular se obtiene por diferencia:

$$C = T - E.$$

Adicionalmente a estas medidas de magnitud de la movilidad obtenidas de la matriz  $Q$ , es posible encontrar otros índices empleando la matriz  $P$ . Si se asume que el estado en  $t$  de una persona solo depende del estado en el que estaba en el período inmediato anterior  $t - 1$ , entonces la probabilidad de encontrarse en el estado  $j$  en el período  $m$ , habiendo permanecido en el estado  $i$  en  $m - 1$  períodos anteriores es la siguiente:

$$\Pr\{X_m = j, X_{m-1} = i, X_{m-2} = i, \dots, X_1 = i \mid X_0 = i\} = (p_{ij})^{m-1} p_{ij}$$

Luego, la probabilidad global de transitar del estado  $i$  al estado  $j$  cuando  $m$  tiende a infinito es:

$$\Pr\{i \rightarrow j\} = \sum_{m \rightarrow \infty} f_{ij}^{(m)} = \frac{p_{ij}}{1 - p_{ij}}.$$

Finalmente la esperanza del tiempo que debe transcurrir hasta que un individuo deje de permanecer en estado  $i$ , pasando a cualquier otro estado  $j$  ( $j \neq i$ ) es:

$$E[\text{tiempo para que } i \rightarrow j] = \frac{1}{1 - p_{ii}}.$$

---

<sup>7</sup> Debe quedar claro que si, por ejemplo, consideramos dos estados y toda la movilidad es circular, la distribución relativa de la población entre los dos estados en ambos períodos (el inicial y el final) será exactamente la misma. Esto implica que una mirada de la distribución de la fuerza de trabajo potencial puede ser muy estable a lo largo del tiempo y sin embargo, haber mucha movilidad laboral.

### 3.1.2. Estadística bayesiana

Las probabilidades o proporciones calculadas son estimaciones puntuales cuya significancia estadística no es posible evaluar salvo con la utilización de técnicas Bayesianas. Para motivar este tipo de análisis, considere dos variables aleatorias A y B. Las reglas de probabilidad implican que  $p(A,B) = p(A/B) p(B)$ , donde  $p(A,B)$  es la probabilidad conjunta de ocurrencia de A y B,  $p(A/B)$  es la probabilidad de que A ocurra condicional a que haya ocurrido B (denominada probabilidad condicional), y  $p(B)$  es la probabilidad marginal de B. Alternativamente los roles de A y B pueden revertirse para decir  $p(A,B) = p(B/A) p(A)$ . Igualando las dos expresiones anteriores para  $p(A,B)$  y acomodando términos encontramos la regla de Bayes que es el principal soporte de la econometría Bayesiana y que dice que  $p(B/A) = \frac{p(A/B) p(B)}{p(A)}$ .

En nuestro contexto, las probabilidades son los parámetros sobre los cuales queremos hacer inferencia. Asumamos que una probabilidad o el conjunto de probabilidades de transición son denotadas por el vector  $\theta$ . Lo que nos interesa es conocer  $\theta$  basados en los datos (y). Usando la regla de Bayes, tenemos que  $p(\theta/y) = \frac{p(y/\theta) p(\theta)}{p(y)}$ .

A diferencia de la econometría clásica,  $\theta$  es considerado una variable aleatoria. Dado que nos interesa  $\theta$ , podemos ignorar  $p(y)$  de tal manera que tenemos  $p(\theta/y) \propto p(y/\theta) p(\theta)$ . El término  $p(\theta/y)$  es la densidad posterior de  $\theta$ ;  $p(y/\theta)$  es la densidad de los datos dados los parámetros del modelo conocida también como la función de verosimilitud. Finalmente  $p(\theta)$  es la densidad a priori, la cual no depende de los datos. Esta densidad contiene cualquier información disponible sobre  $\theta$  que no provenga de los datos, mientras que la densidad posterior es el interés fundamental de este tipo de econometría. Esta densidad resume todo lo que conocemos de  $\theta$  luego de observar los datos. Dicha regla indica que nuevos datos o nueva información permiten actualizar nuestras creencias de  $\theta$ . Así, la densidad posterior combina información de los datos y también información a priori que no depende de los datos. En todo este proceso es importante mencionar que la elección de la densidad a priori puede afectar los resultados de la densidad posterior. Asimismo, en la elección de la densidad a priori suele ponerse énfasis en los valores de la media y de la varianza.

Diversa información como los momentos de la distribución posterior pueden ser usados para realizar inferencia. Por ejemplo, podríamos estar interesados en calcular la media de la densidad posterior como un estimador puntual. Como antes, asuma que  $\theta$  es un vector con  $k$  elementos. La media posterior de cualquier elemento  $\theta$  es calculado usando  $E(\theta_i/y) = \int \theta_i p(\theta/y) d\theta$ . A excepción de casos muy simples, esta

integral no es posible de ser evaluada analíticamente lo que conduce al uso intensivo en computación. Otro ejemplo es el hecho de que usualmente se presenta una medida del grado de incertidumbre asociado al estimador puntual. Tal medida es la desviación estándar posterior la cual requiere el cálculo de  $E(\theta_i^2/y) = \int \theta_i^2 p(\theta/y) d\theta$ . En general hay muchas otras medidas que pueden ser presentadas, lo que puede resumirse en  $E[g(\theta)/y] = \int g(\theta)p(\theta/y)d\theta$ . La manera de encontrar las medidas ya mencionadas requiere de simulación posterior. Si bien hay muchos simuladores posteriores, todos ellos son aplicaciones o extensiones de la ley de los grandes números o el teorema del límite central. Una implicación directa de este hecho es lo que se denomina integración por Monte Carlo, que dice que si tenemos  $\theta^{(s)}$  para  $s = 1, 2, \dots, S$  una muestra aleatoria obtenida a partir de  $p(\theta/y)$ , y definimos  $\hat{g}_S = 1/S \sum_{s=1}^S g(\theta^{(s)})$ , entonces  $\hat{g}_S$  converge a  $E[g(\theta)/y]$  cuando  $S \Rightarrow \infty$ . En términos prácticos, esta definición nos dice que podemos aproximar  $E[g(\theta)/y]$  simplemente promediando la función de interés evaluada en la muestra aleatoria. Adicionalmente pueden calcularse intervalos de confianza al 95% o 99% basados en la densidad posterior.

En general, técnicas de simulación basadas en cadenas de Markov (MCMC) son las más usadas dada su generalidad y flexibilidad, siendo la más utilizada el algoritmo de Metropolis-Hastings (ver Ntzoufras, 2009, para más detalles). Alguna terminología relacionada con estos tipos de simuladores es necesario aclarar. En primer lugar, estos métodos deben converger a una distribución estacionaria. Muchas veces no resulta claro cuántas veces debería iterar el algoritmo, razón por la cual se debe visualizar y observar diferentes pruebas de diagnóstico para monitorear el algoritmo. Una segunda definición son las llamadas iteraciones. Esta se refiere a un ciclo durante el cual el algoritmo ha generado un conjunto completo de parámetros a partir de la distribución posterior. En la notación anterior, por ejemplo  $\theta^{(5)}$  se refiere al vector  $\theta$  generado en la quinta iteración. Luego de esto debemos saber cuántas iteraciones serán realizadas. Asimismo, se necesita un conjunto de valores iniciales, que podemos denotar como  $\theta^{(0)}$ . Por otro lado, una cantidad de iteraciones deben ser eliminadas con el propósito de evitar la influencia de los valores iniciales. Finalmente, como la MCMC final no es independiente, se debe monitorear el grado de autocorrelación de los valores generados. Para evitar este inconveniente se usan las iteraciones cada cierto número de rezagos. Por ejemplo si se usan tres rezagos, esto significa que nos quedamos con las observaciones 1, 4, 7, etcétera. En el resultado de la MCMC debe observarse lo que se denomina el error de Monte Carlo, el cual mide la variabilidad de cada estimado debido a la simulación. Es claro que dicho error debe ser bajo con el objetivo de calcular los parámetros que nos interesan con precisión.

En nuestro caso, tenemos 12 probabilidades en el vector  $\theta$ . Dado que se trata de probabilidades, usamos como distribución a priori distribuciones uniformes para cada parámetro. Usamos un rezago de 10 y eliminamos las primeras 1000 iteraciones, todo lo cual nos deja un total de 1900 iteraciones.

### 3.1.3. Los datos

Se utilizó la muestra panel de la ENAHO 2007-2010. En esta muestra se identificaron 6213 personas que fueron entrevistadas en cuatro oportunidades, es decir, los cuatro años que forman parte del panel. Además deberían tener información completa de las variables utilizadas en este trabajo, esto es, condición de actividad respecto a la PEA, sexo, área de residencia y edad. Dado que cada uno de estos individuos fueron observados en cuatro oportunidades, entonces pueden identificarse tres procesos de movilidad: 2007 a 2008, 2008 a 2009 y 2009 a 2010. Entre cada una de estos tres procesos hay doce meses (el tamaño del intervalo). En el cuadro A1 del anexo se reportan cuatro versiones de las matrices  $N$ : una para cada transición entre dos años contiguos y la cuarta para el conjunto de los tres procesos de movilidad.

## 3.2. Resultados del análisis de las transiciones

Los cuadros 2 y 3 muestran los resultados de las matrices  $Q$  y  $P$ , respectivamente, para el conjunto de los procesos de movilidad laboral entre 2007 y 2010. Nótese que, de acuerdo a lo reportado en el cuadro 2, en cualquiera de los dos períodos aproximadamente el 75% de la población en edad de trabajar (PET) estaba ocupada, poco más de 20% era inactiva y el desempleo, en cualquiera de sus formas, era muy pequeño, representando en conjunto las dos definiciones alrededor de 4%. Por otra parte, el cuadro 3 muestra, como era de esperarse, que la mayor parte de los ocupados también lo están doce meses después. Parte importante de los inactivos presentan un comportamiento semejante, pero en menor medida si comparamos con los ocupados. En cambio, la mayor parte de los desocupados, en cualquiera de sus dos formas, tienden a tener un estado distinto doce meses después.

Lo que llama la atención (cosa que fue mencionada en trabajos anteriores), es que las transiciones entre la ocupación y la inactividad son más frecuentes que entre estos estados y el desempleo. Así, por ejemplo, a partir del cuadro 3 se observa que del total de ocupados en el período inicial, 9% se encuentra inactivo en el período final, mientras que poco más de 2% está como desocupado en cualquiera de sus formas. De otro lado, del total de los inactivos en el periodo inicial, 34% están ocupados en el período final y solamente cerca de 8% en alguno de los tipos de desempleo.

Sin embargo, los resultados de las transiciones reportadas en el cuadro 3 podrían no ser muy confiables, sea por falta de precisión o porque no son estadísticamente significativos. Frente a esta preocupación, utilizamos métodos de estimación Bayesiana para calcular algunos estadísticos y someterlos a pruebas de hipótesis. En el gráfico 1 se reportan, entre otros, la media, la mediana y los límites superior e inferior para un intervalo de confianza al 95% para cada uno de los elementos de la matriz *P*. Para esto se utilizaron técnicas de estimación Bayesianas, lo que nos permite evaluar ciertas características de estas probabilidades. En todos los casos se puede descartar que las probabilidades de transición sean nulas, con 5% de confianza. Es cierto, sin embargo, que algunas probabilidades (especialmente las de los estados con muy poca población, como son cualquiera de las dos formas de desempleo) tienen intervalos de confianza relativamente amplios.

**Cuadro 2. Perú 2007-2010: distribución relativa de las personas respecto del total general según condición de actividad laboral (matriz Q)**

		Período final			
		Ocupado	Desocupado activo	Desocupado oculto	Inactivo
Período inicial	Ocupado	65,8	1,0	0,8	6,9
	Desocupado activo	1,2	0,3	0,1	0,7
	Desocupado oculto	0,9	0,1	0,2	0,9
	Inactivo	7,0	0,7	0,8	12,5

Fuente: ENAHO panel 2007-2010. Elaboración de los autores.

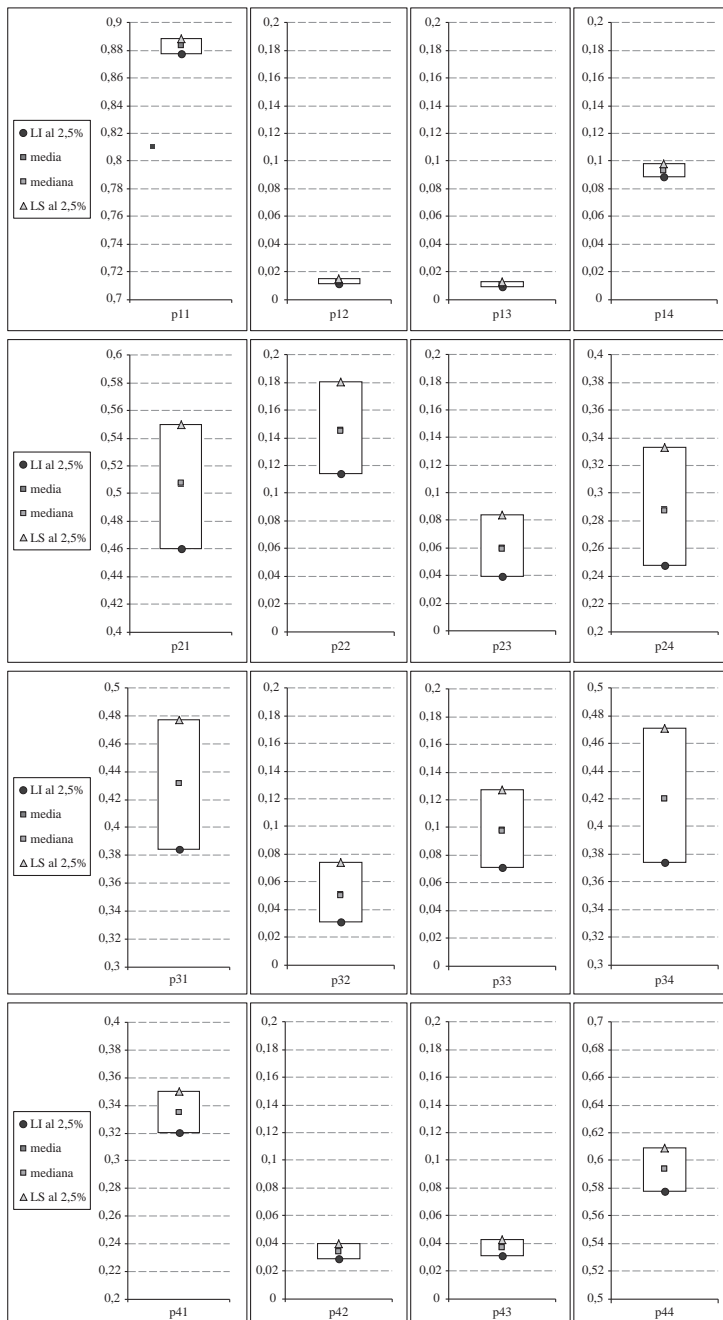
**Cuadro 3. Perú 2007-2010: matriz de transición de las personas según condición de actividad laboral (matriz P)**

		Período final			
		Ocupado	Desocupado activo	Desocupado oculto	Inactivo
Período inicial	Ocupado	88,3	1,3	1,1	9,3
	Desocupado activo	50,8	14,4	5,9	28,8
	Desocupado oculto	43,3	5,0	9,6	42,1
	Inactivo	33,5	3,4	3,7	59,4

Fuente: ENAHO panel 2007-2010. Elaboración de los autores.

Gráfico 1. Resultados de las estimaciones con estadística Bayesiana: medias e intervalos de confianza de las probabilidades de transición

Panel 2007 a 2010 - Todos



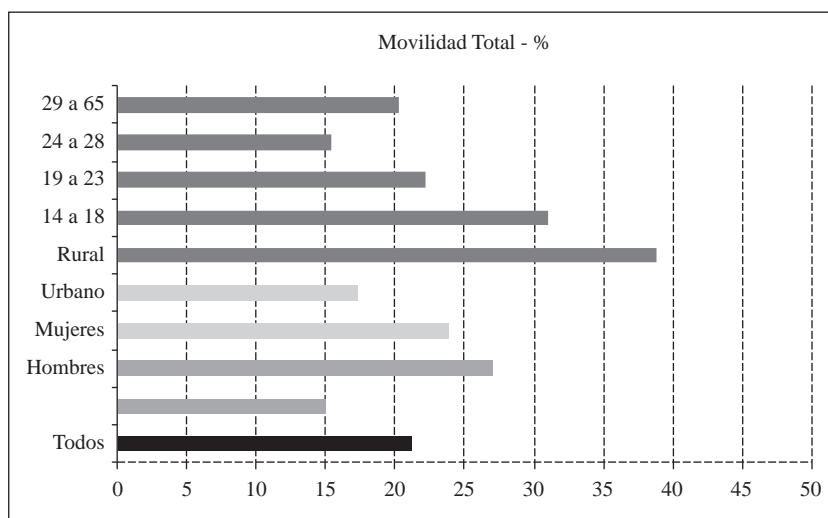


Los índices de movilidad total, estructural y circular, que se obtienen de la matriz  $Q$ , son reportados en el cuadro 4. La movilidad total, es decir la proporción de la población que cambió de estado, medida con el indicador  $T$ , es 21% para el conjunto de transiciones laborales entre 2007-2010. La estratificación de la población por género, edad y área de residencia, muestra que entre las cohortes de edad más jóvenes, las mujeres y los residentes en áreas urbanas, es mayor la movilidad (ver gráfico 2). La mayor parte de esta movilidad es por «intercambio» de puestos, es decir movilidad circular<sup>8</sup>. La movilidad estructural es aproximadamente 1%. Es por esta importante participación de la movilidad circular que la distribución de la población en los cuatro estados (ocupados, desocupados abiertos, desocupados ocultos e inactivos) es bastante parecida en los períodos iniciales y el período final.

**Cuadro 4. Perú 2007-2010: índices de movilidad laboral total, circular y estructural**

	2007-2010 <sup>1</sup>	2007-2008 <sup>2</sup>	2008-2009 <sup>2</sup>	2009-2010 <sup>2</sup>
Total – T	21,2	21,8	20,8	20,9
Circular – C	20,7	20,7	19,3	20,3
Estructural – E	0,4	1,1	1,5	0,6

**Gráfico 2. Perú 2007-2010: movilidad total según edad, género y área de residencia**



Fuente: ENAHO, Panel 2007-2010. Elaboración de los autores.

<sup>8</sup> La descomposición de la movilidad total en circular y estructural según género, edad y área confirma que la mayor parte de la movilidad es circular.

¿Cuál es el destino de las personas que cambiaron de estado? ¿En cuánto tiempo se espera que una persona cambie su estado inicial? Para responder estas preguntas, empleamos la información de la matriz *P* reportada en el cuadro 3, cuyas características estadísticas están en el gráfico 1 y cuadro A2 del anexo.

Los resultados del destino, dado el cambio de estado y tiempo esperado hasta que ocurra el cambio de estado, son reportados en el cuadro 5. Se aprecia que: (i) el destino de los ocupados que cambian de estado es mayoritariamente la inactividad (80%); (ii) de manera semejante, el destino de la gran mayoría de los inactivos que cambian de estado es la ocupación (83%); (iii) la mayoría de los desocupados activos pasan a estar ocupados (59%), mientras que los desocupados ocultos tienen casi la misma probabilidad de pasar a la ocupación (48%) como a la inactividad (47%). Es interesante resaltar que hay mucha más movilidad entre ocupación e inactividad que entre aquella y la desocupación en cualquiera de sus modalidades. Este resultado no debe llamar la atención, puesto que el volumen de desempleo en cualquiera de las dos modalidades reportadas es pequeño tanto en términos absolutos como relativos.

En el cuadro 5 también se reporta el número de años que transcurren en promedio hasta que una persona abandona un estado. En el caso de los ocupados, son casi nueve años, mientras que en cualquiera de los tipos de desempleo poco más de un año. La inactividad, por otra parte, puede tardar entre dos y tres años antes de ser cambiada. La transición desde cada estado inicial hacia los otros estados es aproximada con la distribución de probabilidades antes mencionada, es decir, leídas en conjunto, en el caso de los ocupados, tardan casi nueve años en dejar ese estado y el estado más probable al que transitarán es la inactividad. De otro lado, los inactivos permanecen como tales aproximadamente 2,5 años siendo estar ocupados el estado más probable al que cambiarán.

**Cuadro 5. Perú 2007-2010: Índices de movilidad laboral, probabilidades de cambiar de estado y número de años hasta abandonar el estado inicial**

Estado inicial	Estado final				Años hasta dejar el estado
	Ocupado	Desocupado activo	Desocupado oculto	Inactivo	
Ocupado	n.a.	11,0	9,4	79,6	8,6
Desocup activo	59,4	n.a.	7,0	33,7	1,2
Desocup oculto	47,9	5,6	n.a.	46,5	1,1
Inactivo	82,6	8,4	9,1	n.a.	2,5

Fuente: ENAHO Panel 2007-2010. Elaboración de los autores.

#### **4. DETERMINANTES DE LOS CAMBIOS EN LA SITUACIÓN OCUPACIONAL: ANÁLISIS DE REGRESIÓN**

##### **4.1. Metodología**

La situación laboral de una persona cualquiera en edad de trabajar en cierto momento resulta de la confluencia de un conjunto de factores que determinan, por un lado, la decisión de trabajar de esta persona y, por otro lado, que exista la oportunidad de hacerlo. Si en el mercado de trabajo todos los puestos de trabajo fueran asalariados, evidentemente las oportunidades de trabajo las brindan las empresas que crean puestos de trabajo. Pero si no todos los puestos son asalariados y existe autoempleo, las oportunidades de trabajo serán resultado también de la creación o identificación de alternativas de generar ingreso bajo formas de producción que no recurren al trabajo asalariado (el autoempleo). En cualquier caso, observar a una persona que trabaja —sea como asalariada o como autoempleada— es resultado de la interacción de factores que determinan la oferta y la demanda (o autogeneración) de trabajo.

En consecuencia, vamos a asumir que la situación laboral (trabaja o no trabaja) de una persona depende de variables que definen su decisión de trabajar y de variables que toman en cuenta el comportamiento de la demanda de trabajo. Como es usual en la literatura, hemos considerado que la decisión de trabajar depende del capital humano, características socio-demográficas de la persona y la familia a la que pertenece, y del ingreso familiar. Específicamente, se ha considerado como variables próximas al capital humano la edad y los años de escolaridad formal; como características socio-demográficas, el estado civil, la condición de jefe del hogar y la composición del hogar según los grupos de edad de sus miembros; el ingreso familiar, excluyendo el ingreso laboral de la persona cuya situación laboral se está modelando, es un proxy del ingreso de reserva.

Las variables del lado de la demanda que se han considerado son las siguientes: tamaño del establecimiento y el tamaño del sector de actividad económica. En ambos casos el tamaño ha sido calculado de acuerdo al número de trabajadores. Otras variables que no son exclusivamente atributos de la oferta ni de la demanda y que han sido incluidas son el área de residencia (urbana o rural) y la categoría ocupacional. Como se verá a continuación, se utilizaron las diferencias de algunas variables gracias al uso de muestras panel.

Empleamos regresiones logit para el análisis de los determinantes de la transición desde la ocupación hacia la no ocupación que incluye los otros tres estados (desocupación abierto u oculta, e inactividad). Nótese que se está utilizando el logit para el cambio o no de estado de un mismo individuo en dos momentos en el tiempo.

Luego si es la variable que mide el resultado de la transición y es el estado de la persona  $i$  en el período  $t$ , entonces:

$$y_i = 1 \text{ si } e_{i,t+1} = e_{i,t} = \text{ocupado}$$

$$y_i = 0 \text{ si } e_{i,t+1} \neq e_{i,t} = \text{ocupado}$$

La probabilidad de que un individuo  $i$  sea observado como ocupado tanto en  $t$  como en  $t + 1$ , es decir que  $y_i = 1$ , dado el conjunto de características de este individuo recogidas en el vector  $x_i$  es la siguiente:

$$P(y_i = 1 | x_i) = \frac{\exp(x_i' \beta)}{1 + \exp(x_i' \beta)}$$

Si bien los coeficientes estimados de  $\beta$  son los que determinan el comportamiento de las probabilidades, su interpretación más intuitiva es menos clara. Frente a ello se emplean los odds-ratio para mostrar no solo en qué dirección afectan la probabilidad de estar ocupado en ambos períodos sino también su importancia relativa sobre la probabilidad. Considérese la siguiente razón<sup>9</sup>:

$$\Omega(x) = \frac{P(y = 1 | x)}{P(y = 0 | x)} = \frac{P(y = 1 | x)}{1 - P(y = 1 | x)}$$

Se puede mostrar que el cambio en una unidad en la variable  $x_k$ , manteniendo el resto de las variables constantes, modifica la razón de las probabilidades entre uno y otro resultado en cierto factor positivo igual a:

$$\frac{\Omega(x, x_k + 1)}{\Omega(x, x_k)} = \exp(\beta_k) = n_k$$

donde  $n_k > 1$  significa que se incrementa la probabilidad de que  $P(y = 1 | x)$  respecto de  $P(y = 0 | x)$  cuando  $x_k$  aumenta en una unidad. Si, por el contrario  $n_k < 1$ , entonces disminuye la razón de dichas probabilidades<sup>10</sup>.

### Los datos

La información utilizada proviene de la muestra panel de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) del período 2007 al 2010<sup>11</sup>. A partir de la muestra panel,

<sup>9</sup> Véase en el capítulo 4 de Long & Freese (2006) una presentación bastante clara sobre los *odds-ratio* y, en general, sobre los modelos logit binarios.

<sup>10</sup> Es importante resaltar que el valor que toma es independiente de los valores que toman las otras variables.

<sup>11</sup> El panel en realidad cubre el período 2007 a 2011, sin embargo al momento de realizar los ejercicios econométricos solo estaba disponible hasta 2010. En este trabajo solo se presentan los resultados del panel

y a diferencia de lo que se hace con información de corte transversal, aquí lo que se modeló es el cambio de situación laboral. En la primera parte de este trabajo se mostró que, tomando en cuenta cuatro estados de la población en edad de trabajar (ocupados, desocupados activos, desocupados ocultos e inactivos), los cambios de estado más frecuentes son entre la ocupación y la inactividad, y viceversa. Aquí lo que se modela es si hubo o no cambio de estado, teniendo como estado inicial la ocupación (ocupados en el 2007). El cambio de estado se modela de manera dicotómica, donde mantenerse ocupado es «1» y dejar de estar ocupado es «0» (desocupado abierto u oculto o inactivo en 2008). En el cuadro 6 puede observarse la distribución de la muestra de manera separada para hombres y mujeres.

**Cuadro 6. Perú 2007-2008: distribución de la muestra panel de los hombres y de las mujeres ocupados en 2007 según su categoría laboral en 2008**

Categoría laboral	Hombres		Mujeres	
	Obs.	%	Obs.	%
Ocupado	2023	93,7	1613	84,3
No ocupados				
Desempleo abierto	30	1,4	20	1,0
Desempleo oculto	17	0,8	34	1,8
Fuera de la PEA	88	4,1	247	12,9
Sub-total no ocupados	135	6,3	301	15,7
Total	2158	100,0	1914	100,0

(1) Las categorías laborales son las definidas por el INEI. La variable que las identifica está en la misma base de datos provista por el INEI.

Fuente: ENAHO Panel 2007-2010. Elaboración de los autores.

Todas las variables explicativas fueron calculadas para el año 2007 (año inicial) cuando las personas estaban ocupadas. Además de las variables en niveles, se incluyó las diferencias del ingreso familiar y del empleo de los sectores de actividad económica. Es importante notar que en la muestra panel que se utilizó se observa a los mismos individuos con un intervalo de tiempo de doce meses entre cada observación<sup>12</sup>.

2007-2008. Los resultados de los otros paneles pueden ser solicitados a los autores. Las bases de datos originales pueden ser descargadas desde [http://www.inei.gob.pe/srienaho/Consulta\\_por\\_Encuesta.asp](http://www.inei.gob.pe/srienaho/Consulta_por_Encuesta.asp).

<sup>12</sup> Las encuestas no brindan información de lo que sucedió entre esos doce meses ni cuándo sucedió el cambio de estado.

## 4.2. Los resultados

En el cuadro 7 se reportan los resultados de las regresiones logit por separado para hombres y mujeres de 18 a 70 años. Se reportan los coeficientes y los *p-values* correspondientes.

A mayor edad, mayor la probabilidad de que la persona permanezca ocupada tanto entre los hombres como entre las mujeres. Esta relación es cóncava a lo largo de todas las edades aquí consideradas (18 a 70 años) y creciente tanto para hombres como para mujeres, respectivamente<sup>13</sup>. Su efecto sobre la probabilidad de estar ocupado en ambos años respecto a dejar de estarlo es muy grande, como puede apreciarse por el *odd ratio*: un año más de edad hace que la probabilidad de mantenerse trabajando sea 1,24 y 1,15 veces más grande para hombres y mujeres, respectivamente, manteniendo las otras variables constantes. Años de escolaridad, en cambio, tiene un efecto negativo sobre la misma probabilidad. La relación es convexa y negativa para casi todo el rango en el que varían los años de escolaridad (de 0 a 18 años, en ambos casos).

Resulta curioso que, siendo ambas variables proxys de capital humano, los signos de los coeficientes sean contrarios. Una posible explicación podría ser la siguiente: si consideramos la edad como un proxy de experiencia en el trabajo y, por tanto, aprendizajes en el trabajo. Mientras más edad, más experiencia y, en consecuencia, mayores habilidades que hacen más valioso tener a esa persona ocupada. La escolaridad, por otra parte, es mayor entre los más jóvenes, que por ello mismo tienen menos experiencia. Luego, es posible que la variable escolaridad esté capturando parte de la asociación antes mencionada (más jóvenes, menos edad, menor probabilidad de mantenerse ocupado).

Ser jefe del hogar no aporta de manera significativa en ninguno de los dos sexos, y el estado civil solo aporta entre los hombres. Los casados y convivientes tienen una probabilidad mayor de estar ocupados en ambos períodos, siendo esta probabilidad 1,78 veces mayor.

Respecto a la categoría ocupacional en el momento inicial, solamente es significativa la categoría «resto», que recoge principalmente a los trabajadores familiares no remunerados (TFNR en adelante) y los trabajadores domésticos. Esto se observa para ambos sexos. Estos trabajadores, en relación a los autoempleados, tienen una menor probabilidad de estar ocupados en ambos períodos. Este resultado es esperable en la medida que los TFNR tienden a ser jóvenes, que suelen trabajar jornadas parciales y muchos de ellos aún intercalan períodos de trabajo con estudios (especialmente en áreas urbanas).

---

<sup>13</sup> Decimos creciente a pesar de ser cóncava, pues el máximo se alcanza a los 83 y 91 años para hombres y mujeres, respectivamente, edades que están por encima del rango de edades aquí consideradas.

**Cuadro 7. Resultados de las regresiones logit de la movilidad desde la ocupación<sup>(1)</sup>.  
Perú 2007-2008: hombres y mujeres de 18 a 70 años**

Variables y descripción	Hombres		Mujeres	
	Coficiente (p-value)	Odd ratio <sup>2</sup>	Coficiente (p-value)	Odd ratio <sup>2</sup>
Edad (años)	0,212 (0,00)	1,237	0,145 (0,00)	1,156
Edad al cuadrado	-0,003 (0,00)	0,997	-0,002 (0,00)	0,998
Años de escolaridad	-0,317 (0,01)	0,728	-0,083 (0,10)	0,921
Años de escolaridad al cuadrado	0,017 (0,00)	1,018	0,005 (0,09)	1,005
Jefe del hogar (dummy=1)	0,290 (0,40)	1,337	-0,062 (0,80)	0,940
Casado o conviviente (dummy=1)	0,575 (0,045)	1,778	-0,279 (0,13)	0,757
Categoría ocupacional (categoría omitida: autoempleado)				
Empleador	0,523 (0,25)	1,687	0,579 (0,23)	1,784
Asalariado	0,351 (0,14)	1,420	-0,205 (0,30)	0,814
Otras categorías	-0,998 (0,00)	0,369	-0,344 (0,06)	0,709
Tamaño establecimiento (# de trabajadores)	0,000 (0,19)	1,000	0,000 (0,00)	1,000
Número de miembros en el hogar según edades				
Hasta 2 años	0,121 (0,13)	1,128	-0,071 (0,13)	0,932
3 a 5 años	0,102 (0,68)	1,108	-0,205 (0,12)	0,815
6 a 10 años	-0,061 (0,73)	0,941	-0,067 (0,51)	0,935
11 a 17 años	0,068 (0,58)	1,071	-0,020 (0,81)	0,980

Variables y descripción	Hombres		Mujeres	
	Coficiente (p-value)	Odd ratio <sup>2</sup>	Coficiente (p-value)	Odd ratio <sup>2</sup>
Ingreso familiar menos el laboral (per cápita, 2007, logaritmos)	-0,307 (0,02)	0,736	-0,319 (0,00)	0,727
Ratio del ingreso familiar del 2007 respecto al 2008 (logaritmos)	0,689 (0,00)	1,992	0,345 (0,00)	1,412
Volumen de empleo por sectores de actividad (2007, logaritmos)	0,385 (0,01)	1,470	0,190 (0,06)	1,209
Ratio del volumen del empleo en 2007 respecto al 2008 (logaritmos)	-4,623 (0,14)	0,010	-1,932 (0,26)	0,145
Residencia en área urbana (omitida = rural)	-0,557 (0,03)	0,573	-0,161 (0,37)	0,851
Constante	-3,408 (0,18)		-0,677 (0,71)	
Número de observaciones	2,158		1,914	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,1714		0,051	

(1) La variable dependiente toma valor 1 cuando el individuo estuvo ocupado en ambos años y valor 0 cuando deja de estar ocupado en el segundo año.

(2) Mantenerse ocupado versus dejar de estar ocupado.

Fuente: ENAHO Panel 2007-2008. Elaboración de los autores.

En el caso de los empleadores y los asalariados, los coeficientes no son estadísticamente significativos y, por tanto, no se espera que la probabilidad de mantenerse trabajando en ambos sea distinta que la de los autoempleados. El tamaño del establecimiento, aproximado con el número de trabajadores, no es estadísticamente significativo.

La composición de la familia a la que pertenece la persona, aproximada por el número de personas de distintas cohortes de edad no es una dimensión estadística significativa, aun para las mujeres. Este resultado sorprende, pues se esperaría que en el caso de las mujeres la presencia de niños desalentara el trabajo, especialmente cuando estos son muy pequeños en edades preescolares.

El ingreso familiar per cápita, descontado del ingreso laboral de la persona, es estadísticamente significativo y aporta negativamente a la probabilidad de estar



ocupado en ambos períodos. Si se considera este ingreso un proxy de la riqueza, y esta uno de los determinantes del ingreso laboral de reserva, entonces a más ingreso se espera que menor sea la probabilidad de mantenerse ocupado (véase, por ejemplo, Bloemen & Stancanelli, 2001, y Algan *et al.*, 2002). El cambio en este ingreso entre el 2007 y el 2008, medido como el ratio del primero entre el segundo, indica que una caída en el ingreso en 2008 respecto a 2007 hace que se incremente la probabilidad de mantenerse ocupado, lo que refuerza la idea de que es vía salario de reserva que se ve afectada la probabilidad de mantenerse ocupado.

El tamaño del sector de actividad, medido por el volumen de empleo en 2007 en cada uno de los diecisiete sectores contemplados, aporta significativa y positivamente en la probabilidad de estar ocupado en ambos años. Esta variable estaría capturando los cambios en la demanda agregada de trabajo a través de los grandes sectores de actividad económica. Como se esperaba, a mayor volumen de empleo y en crecimiento, mayor la probabilidad de mantenerse ocupado. Sin embargo, los cambios en el volumen de empleo entre 2007 y 2008 no son estadísticamente significativos aunque el signo sí es el esperado. Finalmente, la probabilidad de mantenerse ocupado es mayor en las áreas rurales que en las urbanas, pero solamente entre los hombres. Aquí la ruralidad parece estar capturando el hecho de que en este tipo de áreas predominan formas de producción domésticas (unidades de producción familiares) donde no hay mucha creación ni destrucción de empleo, frente a las áreas urbanas donde predominan relaciones asalariadas.

## 5. CONCLUSIONES

La parte descriptiva de este trabajo ha permitido identificar la existencia de un importante grado de movilidad laboral en el Perú. En promedio, considerando tres transiciones cada doce meses entre 2007 y 2010 a escala nacional, 21% de la población en edad de trabajar cambia de estado entre los cuatro posibles estados considerados, esto es, ocupados, desocupados activos, desocupados ocultos e inactivos. La mayor parte de esta movilidad ha sido circular, lo que significa que durante estos cuatro años no ha habido un cambio significativo en la distribución de la población en esos cuatro estados. Se encontró también que la movilidad es mayor en áreas urbanas en comparación con las rurales, y también que entre las mujeres es mucho mayor que entre los hombres. Según grupos de edad, el grado de movilidad es dos veces mayor entre los más jóvenes, en comparación con el grupo de edad de 29 a 65 años, donde se encuentran las mayores tasas de participación laboral.

En términos de los destinos de las transiciones, considerando solamente a los que cambian de estado, de los que estuvieron ocupados en el año inicial y no lo están en el año final 80% se encuentran inactivos. El 20% restante se distribuye más o menos equitativamente entre los dos tipos de desempleo. Coincidentemente, entre los que eran inactivos en el año inicial y no lo son en el final, el 83% se encuentran como ocupados. Este resultado, que ya se había hallado en trabajos anteriores para Perú, sugiere que el desempleo no es el estado que media la transición entre la ocupación y la desocupación, en ninguno de los dos sentidos, es decir, ni en pérdida de la ocupación ni en el reingreso a la misma. Podría ser el caso que no se esté observando un mayor vínculo entre ocupación y desocupación precisamente por haber un intervalo de tiempo muy largo entre eventos, pues hay doce meses de diferencia entre el evento inicial y el final y el desempleo es un estado de corta duración, como sugieren estudios anteriores. Sin embargo, es importante notar que en anteriores estudios con paneles con tres meses de distancia entre observaciones se encontró un resultado semejante (ver en particular Chacaltana, 2001).

Las matrices de transición también permiten estimar el tiempo esperado que debe transcurrir hasta que se deja el estado inicial. Los resultados muestran que los ocupados permanecerán como tales durante 8,6 años; los desocupados en cualquiera de sus modalidades poco más de un año y los inactivos 2,5 años. La duración de desempleo aquí obtenida no es consistente con estimaciones anteriores que a lo sumo indican períodos de aproximadamente 13,5 semanas (0,25 año; véase Díaz & Maruyama, 2000). Una vez más el tamaño del intervalo de tiempo entre las dos entrevistas puede estar sesgando este último resultado. Se requieren más estudios sobre este aspecto en particular pero para ello se necesita información que actualmente no se está generando en el Perú<sup>14</sup>.

Respecto de los análisis de los potenciales determinantes de las transiciones de la ocupación hacia la no-ocupación, donde esta última incluye cualquiera de los otros tres estados (desocupación en sus dos formas más inactividad), muestra que el stock del capital humano importa. Lo curioso es que las dos variables de capital humano (edad y escolaridad) afectan la probabilidad de mantenerse ocupado en direcciones opuestas: más experiencia incrementa la probabilidad de mantenerse ocupado, mientras que más años de escolaridad disminuyen dicha probabilidad. La explicación que ensayamos para este resultado es que habiendo una correlación negativa entre edad (proxy de experiencia general) y años de escolaridad, el efecto de la edad esté dominando incluso sobre los años de escolaridad (que debería aportar positivamente

---

<sup>14</sup> Por ejemplo, las muestras panel representativa de la población cada tres meses se descontinuaron hace más de una década y solo se hicieron para algunos años. Actualmente solo se dispone de paneles cada doce meses.

con la probabilidad de mantenerse ocupado), pues son los más jóvenes los que presentan más altos niveles de escolaridad y al mismo tiempo los que presentan mayores índices de movilidad.

El ingreso familiar per cápita (excluyendo el del individuo) disminuye la probabilidad de mantenerse ocupado. Si tomamos este ingreso como proxy de la riqueza, este es un resultado esperado en condiciones en que esta sea un determinante del salario de reserva. Este resultado se ve reforzado si se considera, además, el cambio en este ingreso entre ambos períodos: una caída del mismo hace que se incremente la probabilidad de mantenerse ocupado.

Respecto a las variables de la demanda de trabajo, los niveles de empleo y los incrementos en los mismos contribuyen a incrementar la probabilidad de mantenerse ocupado. Para hallar este resultado se utilizó una clasificación del empleo en diecisiete sectores de actividad económica, pero solamente la variable en niveles resultó estadísticamente significativa. La idea que subyace a la inclusión de los cambios en los niveles de empleo es que estos podrían representar choques en los mercados de trabajo. Los resultados econométricos muestran el signo correcto pero no que sean significativos. Esto puede deberse al hecho de que en el período considerado (transiciones entre 2007 y 2008) no haya habido cambios en los niveles de empleo lo suficientemente grandes para tener impactos significativos en la probabilidad de mantener el empleo. Esta es un área en la que se debería seguir investigando.

¿Es un problema la movilidad laboral encontrada en el caso peruano? No necesariamente, si consideramos que la mayor parte de la movilidad, si no casi toda, es circular. Esto significa que la distribución entre los estados considerados no está mostrando que, por ejemplo, se esté contrayendo la proporción de la población en edad de trabajar que logra estar ocupada. Desde esta perspectiva, sí puede ser preocupante que entre los más jóvenes (hasta los 18 años) se observe movilidad estructural, y esta está asociada un incremento en la proporción de ocupados y concomitantemente una disminución de los inactivos. Si esto está sucediendo a costa de, por ejemplo, el proceso de adquisición de educación formal, sí podría haber un tema considerar para la discusión de políticas.

En esta línea de la discusión, en general, la gran importancia de las transiciones entre ocupación e inactividad, y viceversa, en un contexto de crecimiento económico y del empleo, sugiere que estas transiciones son hechas predominantemente por la mano de obra secundaria de las familias. Hemos mostrado que entre los más jóvenes y las mujeres los índices de movilidad son más altos en comparación con los de los hombres y las personas de mediana edad (en donde están los *prime-age* desde el punto de vista laboral).

ANEXOS

Cuadro A1. Perú: 2007-2010: distribución de las personas según la condición de actividad en la muestra panel (matriz N)

Panel 1		2008				
		Ocupado	Desocupado activo	Desocupado oculto	Inactivo	Total
2007	Ocupado	4045	59	65	457	4626
	Desocupado activo	75	24	6	54	159
	Desocupado oculto	64	6	12	62	144
	Inactivo	410	45	52	777	1284
	Total	4594	134	135	1350	6213
Panel 2		2009				
		Ocupado	Desocupado activo	Desocupado oculto	Inactivo	Total
2008	Ocupado	4096	56	44	398	4594
	Desocupado activo	66	20	10	38	134
	Desocupado oculto	55	11	18	51	135
	Inactivo	458	57	46	789	1,350
	Total	4675	144	118	1276	6213
Panel 3		2010				
		Ocupado	Desocupado activo	Desocupado oculto	Inactivo	Total
2009	Ocupado	4129	64	44	438	4675
	Desocupado activo	81	19	10	34	144
	Desocupado oculto	53	3	8	54	118
	Inactivo	442	31	46	757	1276
	Total	4705	117	108	1283	6213
Panel 4		Período final				
		Ocupado	Desocupado activo	Desocupado oculto	Inactivo	Total
Período inicial	Ocupado	12 270	179	153	1293	13 895
	Desocupado activo	222	63	26	126	437
	Desocupado oculto	172	20	38	167	397
	Inactivo	1310	133	144	2323	3910
	Total	13 974	395	361	3909	18 639

Fuente: ENAHO Panel 2007-2010. Elaboración propia.

**Cuadro A2. Perú 2007-2010: resultados de algunos estadísticos de la distribución de las probabilidades de transición utilizando métodos de estimación Bayesianos<sup>(1)</sup>**

	Desviación estándar	MC_error	Media	Mediana	IC: límite inferior	IC: límite superior
p11	0,0027320	5,77E-05	0,88300	0,88300	0,87760	0,88820
p12	0,0009551	2,33E-05	0,01289	0,01285	0,01115	0,01487
p13	0,0008953	1,76E-05	0,01098	0,01097	0,00932	0,01281
p14	0,0024950	5,23E-05	0,09317	0,09324	0,08838	0,09794
p21	0,0231800	5,70E-04	0,50650	0,50770	0,46030	0,55010
p22	0,0167000	3,73E-04	0,14540	0,14450	0,11400	0,18040
p23	0,0114200	2,23E-04	0,06006	0,05911	0,03924	0,08411
p24	0,0218900	5,05E-04	0,28810	0,28750	0,24810	0,33290
p31	0,0238200	6,23E-04	0,43150	0,43170	0,38440	0,47710
p32	0,0111200	2,16E-04	0,05054	0,04973	0,03131	0,07428
p33	0,0142600	3,28E-04	0,09795	0,09740	0,07156	0,12760
p34	0,0244700	6,57E-04	0,42000	0,42010	0,37430	0,47130
p41	0,0076720	1,81E-04	0,33500	0,33490	0,32030	0,34990
p42	0,0028750	6,93E-05	0,03413	0,03408	0,02884	0,03977
p43	0,0030290	7,92E-05	0,03685	0,03677	0,03112	0,04294
p44	0,0080250	2,23E-04	0,59400	0,59410	0,57810	0,60920

(1) Se utilizó WinBugs, se descartaron las mil primeras estimaciones y el tamaño de la muestra efectiva fue 1900.  
Fuente: ENAHO panel 2007-2010. Elaboración de los autores.

## BIBLIOGRAFÍA

- Algan, Y., A. Chéron, J. Hairault & F. Langot (2003). Wealth effect on labor market transitions. *Review of Economic Dynamic*, 6, 156-178.
- Bloemen, H. & E.G.F. Stancanelli (2001). Individual wealth, reservation wages, and transitions into employment. *Journal of Labor Economics*, 21(2), 400-439.
- Bosch, M & W. Maloney (2010). Comparative analysis of labor market dynamics using Markov processes: an application to informality. *Labour Economics* 17(2010), 621-631.
- Bosch, M & W. Maloney (2005). Labor market dynamics in developing countries: comparative analysis using continuous time Markov processes. *World Bank Policy Research Working Paper* 3583.
- Chacaltana, J. (2001). Dinámica del desempleo. En INEI (ed.), ¿Qué sabemos sobre el desempleo en el Perú? Familia, trabajo y dinámica ocupacional. Análisis de la Encuesta Nacional de Hogares (pp. 7-43). Lima: INEI.
- Contreras, D., L. de Mello & E. Puentes (2010). The determinants of labour force participation and employment in Chile. *Applied Economics*, 43(21), 2765-2776.
- Da Silva, A. & V. Pero (2009). «Segmentacao do mercado de trabalho e mobilidade de renda entre 2002 e 2007». Trabajo presentado en ANPEC 2008. <http://www.anpec.org.br/encontro2008/artigos/200807211027150-.pdf>
- Díaz, J. J. & E. Maruyama (1999). *La dinámica del desempleo urbano en el Perú: tiempo de búsqueda y rotación laboral*. Lima: Grade.
- Garavito, C. (2010). Vulnerabilidad en el empleo, género y etnicidad en el Perú. *Economía* 33 (66), 89-127.
- García, M. & A. Naudon (2012). *Dinámica laboral en Chile*. Documentos de Trabajo 659. Santiago de Chile: Banco Central de Chile.
- Herrera, J. & N. Hidalgo (2002). Vulnerabilidad del empleo en Lima: un enfoque a partir de encuestas a hogares. *Boletín del Instituto Francés de Estudios Andinos* 31(3), 553-597.
- Herrera, J. & G. D. Rosas Shady (2003). *Labor market transitions in Peru*. Document de Travail DT/2003/14. Paris: DIAL.
- Long, J. S. & J. Freese (2006). *Regression models for categorical dependent variables using Stata*. Texas: Stata Press.
- Morales, R., J. Rodríguez, M. Higa & R. Montes (2010). Transiciones laborales, reformas estructurales y vulnerabilidad laboral en el Perú: 1998-2008. En Rodríguez J. y A. Berry (eds.), *Desafíos laborales en América Latina después de dos décadas de reformas estructurales. Bolivia, Paraguay y Perú 1997-2008* (pp. 47-116). Lima: Instituto de Estudios Peruanos y Fondo Editorial de la PUCP.

- Nzoufras, L. (2009). *Bayesian Modeling using WinBugs*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Pessino, C. & L. Andrés (2000). «La dinámica laboral en el Gran Buenos Aires y sus implicaciones para la política laboral y social». Documento de Trabajo 173. Buenos Aires: CEMA. <http://cdi.mecon.gov.ar/biblio/doc/cema/doctrab/173.pdf>
- Programa de Estadísticas y Estudios Laborales (1998). La dinámica del desempleo abierto en el Perú. *Boletín de Economía Laboral* 3(9), 2-10.
- Programa de Estadísticas y Estudios Laborales (1996). Duración y determinantes del desempleo urbano en el Perú. Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo. *Boletín de Economía Laboral* 1(1), 7-14.
- Saavedra, J. C. & J. Luque (2008). Relación entre la rotación de la mano de obra, subcobertura frente al riesgo de desempleo e ingresos laborales. Una primera aproximación. En Velazco, T., H. Ñopo y J. Rodríguez (eds.), *Segunda Conferencia de Economía laboral. Tendencias del empleo, capital humano, informalidad y rotación laboral*. Lima: Ministerio de Trabajo y Promoción del Empleo.
- Rodríguez, J. & Minoru Higa (2010). Informalidad, empleo y productividad. En Rodríguez J. y A. Berry (eds.), *Desafíos laborales en América Latina después de dos décadas de reformas estructurales. Bolivia, Paraguay y Perú 1997-2008* (pp. 117-182). Lima: Instituto de Estudios Peruanos y Fondo Editorial de la PUCP.
- Sedlacek, G., R. Paes de Barros & S. Varandas (1990). Segmentação e mobilidade no mercado de trabalho: a carteira de trabalho em Sao Paulo. *Pesquisa e Planejamento Economico*, 20(1), 87-104.
- Zipkin, E., C. C. Jenelle & E. Cooch (2010). A primer on the application of Markov chains to the study of wildlife disease dynamics. *Methods in Ecology and Evolution*, 2010(1), 92-98.