



Serie Documentos de Trabajo

Superintendencia de Pensiones

Alameda 1449.

Santiago, Chile.

www.spensiones.cl

DOCUMENTO DE TRABAJO N° 49

DIME SI ESTÁS EMPLEADO Y TE DIRÉ QUIÉN ERES.

DIME QUÉ TIPO

DE CONTRATO TIENES HOY Y TE DIRÉ QUE TIPO DE

CONTRATO

TENDRÁS MAÑANA

Ximena Quintanilla

Septiembre 2011



Los **Documentos de Trabajo** son una línea de publicaciones de la Superintendencia de Pensiones, que tienen por objeto divulgar trabajos de investigación económica realizados por profesionales de esta institución, encargados o contribuidos por terceros. Con ello se pretende incentivar la discusión y debate sobre temas relevantes del sistema previsional o que incidan en él, así como ampliar los enfoques sobre estos fenómenos.

Los trabajos aquí publicados tienen carácter preliminar y están disponibles para su discusión y comentarios. Los contenidos, análisis y conclusiones que puedan derivar de los documentos publicados son de exclusiva responsabilidad de su(s) autor(es) y no reflejan necesariamente la opinión de la Superintendencia de Pensiones.

Si requiere de mayor información o desea tomar contacto con quienes editan estos documentos, contacte a: documentosdetrabajo@spensiones.cl.

Si desea acceder a los títulos ya publicados y/o recibir las futuras publicaciones, por favor regístrese en nuestro sitio web: www.spensiones.cl.

The Working Papers series of the Superintendence of Pensions disseminates economic research conducted by the its staff, entrusted or contributed by third parties. The purpose of the series is to contribute to the discussion and debate of relevant issues related to the Pension System, as well as to extend the approaches on these phenomena.

These papers are preliminary research for its discussion and comments. The contents, analysis and conclusions presented in these papers are exclusively those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the agency.

To ask for further information or to contact the editor committee, please write to: documentosdetrabajo@spensiones.cl.

To access the papers already published or to receive by e-mail the latest list of working papers published, please register yourself at our website: www.spensiones.cl.

Superintendencia de Pensiones
Alameda 1449
Santiago 8340382, Chile.
www.spensiones.cl

Dime si estás empleado y te diré quién eres. Dime qué tipo
de contrato tienes hoy y te diré que tipo de contrato
tendrás mañana

Evelyn Benvenin* y Ximena Quintanilla**

Superintendencia de Pensiones

Septiembre 2011

Resumen

Este artículo utiliza un modelo de panel dinámico con efectos aleatorios y con variable dependiente binaria para analizar las transiciones entre empleo y desempleo y entre tipos de contrato para aquellos con empleo. El modelo permite aislar el efecto de la persistencia estructural del efecto de la heterogeneidad no observada, separación que podría tener importantes implicancias para el diseño de políticas públicas que intentan mejorar las perspectivas de empleo de los individuos. Utilizando una muestra representativa de la Base de Datos de Afiliados al Seguro de Cesantía, se obtiene que mientras el estado laboral actual está determinado en un 70 % por el estado laboral anterior, el efecto de la heterogeneidad no observada es del orden de 34 %. En el modelo de movilidad entre tipos de contrato, los efectos de la persistencia estructural y de la heterogeneidad no observada son 73 % y 15 %, respectivamente. Estos resultados indican que, si bien la heterogeneidad no observada es un determinante importante de la estabilidad laboral y de tipo de contrato, la persistencia estructural es más importante aún.

* Analista División Estudios, Superintendencia de Pensiones. ebenvin@spensiones.cl

** Jefa Departamento Investigación, División Estudios, Superintendencia de Pensiones. xquintanilla@spensiones.cl

1. Introducción

Una economía abierta como la chilena está particularmente expuesta a los *shocks*, tanto positivos como negativos, de la economía mundial. A su vez, estos *shocks* impactan en el mercado laboral, cuya dinámica es uno de los aspectos que concita alto interés entre investigadores y diseñadores de políticas públicas. Durante las últimas décadas el énfasis de la discusión se ha ido moviendo desde los temas relacionados con el desempleo (nivel, causas, cíclico vs. estructural) a temas incipientes tales como los cambios en la fuerza laboral (producto de la incorporación de las mujeres y del envejecimiento de la población) y la rotación laboral. Por su parte, la legislación laboral existente podría, tanto por sí sola como en interacción con el ciclo económico, afectar el desempeño del desempleo, de la composición de la fuerza de trabajo y de la rotación o movilidad laboral.

El tópico de la movilidad laboral es de interés tanto a nivel macro como microeconómico. En el ámbito macro, la movilidad o rotación laboral sería positiva en la medida que permita una asignación eficiente del factor trabajo en la economía lo que a su vez genera crecimiento productivo y de salarios reales (Cowan and Micco (2005)). Por su parte, desde la óptica microeconómica, la movilidad laboral impacta en distintos aspectos tales como la posibilidad de los individuos de suavizar consumo cuando se ven enfrentados a *shocks* negativos en el empleo, la calidad del empleo, la acumulación de capital humano, la segmentación y el dinamismo de los distintos sectores del mercado laboral. A su vez, si la movilidad laboral es heterogénea entre individuos, entonces podría afectar la desigualdad de ingresos de la población.

A pesar de la relevancia del tema este no ha sido extensamente analizado debido, principalmente, a la falta de información idónea. Sólo en la última década ha sido posible desarrollar estudios a partir de la creación de nuevas bases de datos que permiten seguir a los individuos en el tiempo. Por ejemplo, Landarretche (2007), a partir del panel móvil de la Encuesta Nacional de Empleo, encuentra que la rotación trimestral es de 28 %. La naturaleza de los datos le permite controlar por tamaño de la firma, sector económico y características de los individuos. Cowan and Micco (2005) analizan los beneficios y costos de la rotación laboral en Chile. Utilizando datos de las empresas asociadas a la Asociación Chilena de Seguridad, los autores concluyen que existe una rotación de alrededor de 26 % al año, con diferencias importantes según sector económico, nivel salarial y tamaños de plantas. El artículo evalúa el efecto de esta rotación en el bienestar de los hogares, concluyendo que los ingresos disminuyen en alrededor de un 40 % y que hay efectos en la acumulación de capital humano. La implementación del Seguro de Cesantía en el año 2002 y la consecuente creación de la base de datos administrativa con información a nivel individual de los afiliados al programa, ha permitido el desarrollo de nuevos estudios. Así, a partir de la observada rápida incorporación de los trabajadores al Seguro de Cesantía, Acevedo, Eskenazi, and Pagés (2006) dan cuenta de la alta rotación de los trabajadores en el mercado laboral. Por su parte, utilizando la misma fuente de datos, Fajnzylber and Reyes (2005) analizan la duración del empleo de trabajadores jóvenes y el acceso a los programas de protección ante *shocks* negativos al ingreso de este grupo. En resumen, la literatura reciente provee evidencia de que la rotación laboral es alta, creciente y heterogénea según sector económico y tamaño de firma (Gatica and Romaguera (2005)). Sin embargo, ninguno de estos estudios profundiza en los determinantes detrás de la movilidad laboral.

Müller (2009) da un paso importante en la literatura local que estudia las transiciones entre empleo y desempleo utilizando un modelo de panel dinámico. Además de incluir un rico vector de variables observadas, el artículo controla por efectos fijos e intenta cuantificar el efecto del estado anterior. Utilizando datos de la Encuesta de Protección Social, concluye que existe alta persistencia del estado laboral.

Como bien menciona Müller (2009), en términos generales, se puede distinguir entre tres tipos de determinantes del estado de empleo actual: efecto del estado en periodos anteriores, efecto individual no observable constante en el tiempo y factores individuales observables. La literatura, a partir de Heckman (1978) y Heckman (1981a), denomina “persistencia estructural” y “persistencia espúria” al primer y segundo determinantes, respectivamente. Mientras la persistencia estructural representa el efecto *causal* de las decisiones de empleo pasadas en el estado de empleo actual, la persistencia espúria representa el efecto de la heterogeneidad no observada en la decisión de participar en el mercado laboral. Esta última permite que los individuos difieran en su propensión a trabajar independientemente de sus decisiones pasadas y de la heterogeneidad observada. En esta terminología, la contribución del presente artículo a la literatura chilena sobre transiciones laborales es doble. En primer lugar, se aplica un modelo de panel con efectos aleatorios, metodología alternativa a la aplicada en estudios pasados para el análisis de las transiciones entre empleo y desempleo. Aplicar efectos aleatorios permite, además de obtener el efecto de la persistencia estructural, tener una idea del signo y magnitud del efecto de la heterogeneidad no observada. La diferenciación entre los dos tipos de persistencia permite diseñar de mejor forma las políticas públicas que intentan mejorar el desempeño del mercado laboral. Por ejemplo, si la persistencia estructural resulta ser más importante que la persistencia espúria, entonces hay espacio para que políticas públicas bien diseñadas y focalizadas en edades tempranas de los individuos influyan en el desempeño del mercado laboral durante el ciclo de vida activo. Por otro lado, es más difícil diseñar políticas efectivas si la persistencia proviene de características inherentes a los individuos. El segundo aporte de este artículo es que se estudian las transiciones entre empleos con distintos tipos de contrato, variable que determina no solo el acceso de los trabajadores a distintos beneficios en el sistema de protección social si no que también a distintos patrones de acumulación de capital humano. Hasta donde sabemos, el análisis por tipo de contrato no se ha realizado previamente.

Al contrario del caso chileno, existe una nutrida literatura para países desarrollados que intenta distinguir entre el efecto del estado anterior y el efecto de la heterogeneidad no observada en distintas variables de interés. A grandes rasgos, se encuentra que el estado del periodo anterior tiene un efecto significativo e importante en el empleo actual¹. En particular, Hyslop (1999) encuentra que la participación de las mujeres en el mercado laboral está fuertemente determinada por la dependencia de estado, la heterogeneidad no observada y la correlación serial negativa en el término de error.

El resto del artículo se organiza de la siguiente forma: después de esta introducción la sección 2 describe la metodología aplicada y los datos utilizados. La sección 3 presenta y analiza los resultados. A modo de resumen, se encuentra que ambos tipos de persistencia (espúria y estructural) determinan el estado laboral actual de los individuos. Sin embargo, la magnitud de la persistencia

¹Ver Müller (2009) para una extensa revisión de la literatura.

estructural es significativamente mayor que la de la heterogeneidad no observada. Esta diferencia entre magnitudes es aún más marcada cuando la variable resultado es el tipo de contrato de los trabajadores. Estos resultados son alentadores para el diseño de programas que intenten mejorar la empleabilidad y calidad del empleo de los individuos. Finalmente, la sección 4 concluye.

2. Metodología y Datos

2.1. Metodología

Con el objetivo de evaluar los determinantes de la movilidad entre empleo y desempleo se utiliza un modelo de panel dinámico con variable dependiente no lineal y heterogeneidad no observada. Para cualquier periodo t , la decisión latente de trabajar o no para el individuo i esta dada por:

$$Y_{it}^* = \alpha + Z_{it}\gamma + \rho Y_{it-1} + c_i + \mu_{it} \quad (2.1)$$

Asumiendo $\mu_{it}|(Z_{it}, Y_{it-1}, \dots, Y_{i0}, c_i) \sim N(0, 1)$ con $t = 1, \dots, T$ se tiene:

$$P(Y_{it} = 1|Y_{it-1}, Z_{it}) = \Phi(\alpha + Z_{it}\gamma + \rho Y_{it-1} + c_i) \quad (2.2)$$

Donde $Y_{i,t}$ toma el valor 1 si el individuo i está empleado en el periodo t y 0 si no está empleado², $Z_{i,t}$ es un vector de características observables individuales y del empleo, c_i es el efecto individual que no varía en el tiempo (heterogeneidad no observable) y $\mu_{i,t}$ es el término de error que se asume independiente e idénticamente distribuido. Condicional en c_i , se asume que los controles en Z_{it} son estrictamente exógenos, es decir, una vez que se controla por Z_{it} y c_i , Z_{is} no afecta Y_{it} para $s \neq t$.

Según la ecuación 2.2 el fenómeno de estar en un estado en particular (empleo o desempleo) se puede explicar por dos causas. La primera, medida por el parámetro ρ , es la persistencia estructural o dependencia de estado Y_{it-1} (true state dependence) que refleja el efecto *causal* de trabajar en el periodo anterior en la decisión de trabajar en el periodo actual. Puede ser interpretado también como hábito o la inercia en la decisión de trabajar. La segunda fuente de persistencia es la variable aleatoria c_i (spurious state dependence), la cual se asume ser aditiva dentro de la distribución normal acumulada. c_i representa las características no observadas inherentes a cada individuo, tales como las habilidades, y que influyen en la decisión de trabajar o no trabajar (Heckman (1978), Heckman (1981a), Hyslop (1999)). Una interpretación alternativa para c_i es un costo fijo de trabajar específico a cada individuo determinado, por ejemplo, por las preferencias por el ocio. En cualquier caso, c_i permite que diferentes individuos tengan diferencias permanentes en la probabilidad de trabajar independientemente de sus decisiones pasadas y de la heterogeneidad observada (Chay, Hoynes, and Hyslop (2006)).

Desde el punto de vista de políticas públicas, es importante distinguir estas dos fuentes de persistencia. Por ejemplo, si la persistencia estructural es importante entonces se podrían implementar políticas que incentiven la participación en el mercado laboral formal a edades tempranas. Por otro lado, es más difícil cambiar el comportamiento de los individuos implementando políticas cuando la heterogeneidad no observada es relativamente más importante.

²Cotiza o no cotiza en el Seguro de Cesantía, respectivamente. Ver sección 2.2 más adelante.

Para tener estimaciones consistentes para los parámetros γ y ρ , sería necesario integrar la heterogeneidad no observada c_i , lo cual generaría el problema de la condición inicial, es decir, de cómo tratar el problema de la observación inicial Y_0 . Una aproximación para resolver este problema fue planteada por Wooldridge (2005) (basada en Chamberlain (1980)) en la que se logra identificación por medio de proponer una distribución para la heterogeneidad individual no observada, c_i , dado (Y_{i0}, Z_i) donde $Z_i = (Z_{i1}, \dots, Z_{iT})$.

Sea

$$\begin{aligned} c_i &= \eta Y_{i0} + Z_i \beta + a_i \\ a_i &| (Y_{i0}, Z_i) \sim N(0, \sigma_a^2) \end{aligned} \quad (2.3)$$

El supuesto de normalidad es conveniente dado que estamos asumiendo que μ se distribuye normal. Reemplazando la ecuación (2.3) en (2.2) se obtiene:

$$P(Y_{it} = 1 | Y_{it-1}, Z_{it}) = \Phi(\alpha + Z_{it}\gamma + \rho Y_{it-1} + \eta Y_{i0} + Z_i \beta + a_i) \quad (2.4)$$

De este modo, la ecuación (2.4) puede ser estimada por un modelo probit con efectos aleatorios donde el vector de variables explicativas en t es $(Z_{it}, Y_{it-1}, Y_{i0}, Z_i)$. La idea principal de Wooldridge (2005) es que incluir la condición inicial y el vector Z_i permite que la heterogeneidad no observada se correlacione con la condición inicial y las variables estrictamente exógenas.

Un ρ positivo (dado c_i y Z_{it}) implicaría que estar empleado (desempleado) en el periodo anterior aumenta la probabilidad de estar empleado (desempleado) este periodo. Por su parte, la estimación de η entregará luces sobre la relación entre la heterogeneidad no observada y la condición inicial. Se espera que esta correlación sea positiva ya que individuos con más habilidades o que valoran menos el ocio tenderían a comenzar sus vidas laborales trabajando.

Las ventajas de esta metodología son dos. En primer lugar, a pesar de ser un modelo rico en inputs, es relativamente simple de estimar. Segundo, los efectos marginales se obtienen fácilmente después de estimar la ecuación (2.4)³. Específicamente, los efectos marginales se pueden obtener de las derivadas de :

$$N^{-1} \sum_{i=1}^N \Phi \left(\hat{\alpha}_a + Z_{it} \hat{\gamma}_a + \hat{\rho}_a Y_{it-1} + \hat{\eta}_a Y_{i0} + Z_i \hat{\beta}_a \right) \quad (2.5)$$

Donde el subíndice “a” denota el parámetro multiplicado por $(1 + \hat{\sigma}_a^2)^{-1/2}$ y el símbolo “ $\hat{\cdot}$ ” representa los estimadores de máxima verosimilitud de la ecuación (2.4).

2.2. Datos

Los datos utilizados corresponden a una muestra representativa del 10% de los afiliados al Seguro de Cesantía. Cabe mencionar que el Seguro de Cesantía tiene como población objetivo a

³Para evitar el problema de no contar con la distribución condicional del valor inicial Heckman (1981a) propone aproximar la distribución. Sin embargo, como Wooldridge (2005) muestra, es computacionalmente más difícil obtener efectos marginales en modelos no lineales.

los asalariados del sector privado, excluyendo a los menores de 18 años, a las fuerzas armadas, a los trabajadores de casa particular y a los pensionados. El Seguro de Cesantía es obligatorio para todos los contratos celebrados después de octubre 2002 y voluntario para los contratos vigentes a esa fecha. La base de datos del Seguro de Cesantía contiene las cotizaciones mensuales al Seguro de cada individuo afiliado. A partir de dichas cotizaciones se define como periodos de empleo y de desempleo a aquellos en que el individuo cotiza y no cotiza, respectivamente⁴. La ventaja de utilizar una base de datos administrativa es que contiene información certera de los periodos y duración de empleo así como las características de este. Sin embargo, como en la mayoría de las bases de datos administrativas, la desventaja es que esta base carece de variables socioeconómicas del individuo que permitan controlar por heterogeneidad observada⁵.

Para este estudio se considera a los individuos que se afiliaron al Seguro de Cesantía entre Octubre 2002 y Diciembre 2006⁶. Se utiliza un panel balanceado con 48 meses de historia laboral, entre enero 2007 y diciembre 2010. Estas restricciones se realizaron de forma tal de tener variación en la condición inicial⁷.

El cuadro 1 presenta algunas estadísticas descriptivas de los datos utilizados. La primera columna muestra la distribución por sexo y edad de la muestra utilizada. De los 438.080 individuos en la muestra, se observa que los hombres están sobre-representados, 62.8 %, lo cual no es sorprendente cuando se considera la composición de los ocupados en Chile: del total de ocupados en el trimestre Dic 2009– Feb 2010, un 62,5 % fueron hombres y un 37,5 % mujeres⁸. La distribución por edad muestra una concentración de los afiliados en etapas tempranas de la vida laboral activa, particularmente entre los 25 y 34 años donde se concentra casi el 50 % de los individuos. Sólo una pequeña proporción de la muestra tiene hasta 24 años y los tramos 45 a 54 y 55 a 64 tienen participaciones relativamente bajas. Esta distribución es resultado de la forma de afiliación al Seguro de Cesantía y de la selección de la muestra descrita en el párrafo anterior. El cuadro A.1 en el Anexo muestra la distribución por edad de la población chilena de 15 años y más, de la fuerza de trabajo y de los ocupados a diciembre 2010. Se observa una distribución más pareja entre tramos de edad respecto de la muestra utilizada en este estudio, con una importante participación de los individuos menores de 24 años, de aquellos entre 45 y 54 y de entre 55 y 64. Así, los resultados y conclusiones que emanen de este estudio no necesariamente serán aplicables al universo de individuos en el mercado laboral sino que a un sub-grupo (más joven) determinado por la forma de seleccionar la muestra⁹. Finalmente, la última fila de la columna 1 del cuadro 1 muestra que un 41 % de los individuos en

⁴Notar, sin embargo, que es posible que un individuo no cotice debido a que se encuentra trabajando en un sector no afecto al Seguro de Cesantía, por ejemplo, como trabajador por cuenta propia o en el sector público. La naturaleza de los datos hace que, en este artículo, debamos considerar a dicho individuo como desempleado.

⁵Por ejemplo, el nivel educacional está en la base de datos pero sólo se completa al momento que el individuo solicita beneficios del Seguro de Cesantía. No se cuenta con esta variable para los individuos que nunca han solicitado beneficios.

⁶Como se mencionara en el texto principal, la afiliación al Seguro de Cesantía se produce cuando el individuo ingresa al mercado laboral - si esto ocurrió después de Octubre 2002- o cuando el individuo celebra un nuevo contrato de trabajo, si es que ya estaba trabajando a esa fecha. Como resultado, la muestra que utiliza este estudio es relativamente joven comparada con el universo del mercado laboral.

⁷Si bien la condición inicial debiera ser la primera vez que el individuo participa en el mercado laboral, la base de datos del Seguro de Cesantía cuenta con información sólo de los periodos trabajados en el sector formal. Entonces, de considerar el momento de afiliación como la condición inicial, todos los individuos en la muestra presentarían estado "trabajando" por lo que no se tendría variación en la variable.

⁸Fuente: Instituto Nacional de Estadísticas, INE.

⁹Sin embargo, no se observan diferencias en la distribución por tipo de contrato entre la muestra utilizada y el universo de la fuerza de trabajo. Ver nota al pie 13.

la muestra se ubican en la Región Metropolitana.

Cuadro 1: Estadísticas Descriptivas Transiciones Trabaja/No Trabaja

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	N° / %	N° Transiciones promedio empleo/desempleo	N° Transiciones mediana empleo/desempleo	Densidad Empleo Promedio	Densidad Empleo Mediana	% Siempre Empleado	% Nunca Empleado
Total	438.080	3,2	2,0	0,57	0,65	19%	13%
Sexo							
Hombres	62,8%	3,5	2,0	0,61	0,73	20%	10%
Mujeres	37,2%	2,7	2,0	0,49	0,48	17%	19%
Tramo edad 2007							
Hasta 24	1,3%	6,2	6,0	0,48	0,48	3,4%	4,3%
25-34	49,1%	3,4	2,0	0,58	0,67	17,8%	10,6%
35-44	26,1%	3,0	2,0	0,60	0,71	22,2%	13,2%
45-54	16,7%	2,8	2,0	0,56	0,65	20,7%	16,8%
55-64	6,3%	2,5	1,0	0,43	0,33	13,1%	26,8%
65 y más	0,5%	1,6	1,0	0,19	0,04	3,0%	43,1%
Región							
Metropolitana	41,0%	2,8	2,0	0,59	0,71	21,5%	12,9%
Otras	59,0%	3,4	2,0	0,55	0,60	17,0%	13,8%

Las siguientes columnas del cuadro 1 presentan algunas de los indicadores que se podrían utilizar para medir la movilidad entre empleo y desempleo. En la columna (2) se observa que los individuos de la muestra tuvieron, en promedio, 3,2 transiciones en los 48 meses considerados¹⁰. El promedio de transiciones es mayor para hombres que para mujeres (3,5 y 2,7 respectivamente), es monótonicamente decreciente con la edad y es menor en la Región Metropolitana que en el resto del país. La columna (3) contiene la mediana de las transiciones entre empleo y desempleo. Se destacan dos aspectos en comparación con la media: la mediana es significativamente menor (2 transiciones en 48 meses) y tiene menor varianza en cada categoría tabulada. Una mirada con más detalle a la distribución de las transiciones muestra que mientras los individuos en el percentil 25 nunca transitaban entre empleo y desempleo, hay un pequeño grupo que cambiaron de estado un gran número de veces, lo que hace subir la media de la distribución (ver gráfico A.1 en Anexo).

Las siguientes dos columnas del cuadro 1 contienen la media y la mediana de la “densidad” del estado trabajando, definida como el número de periodos trabajando sobre el número de periodos observados (48). La densidad promedio es de 0,57, es decir los individuos trabajan en promedio 27,4 de los 48 meses observados. La densidad del empleo promedio es mayor para hombres que para mujeres y tiene una forma de U invertida con la edad. Al contrario de lo observado al comparar los estadísticos del número de transiciones, la media de la densidad del empleo es menor que la mediana debido a que hay un gran número de individuos que trabajaron gran parte del tiempo (alta densidad del empleo) (ver gráfico A.2 en Anexo). Incluso, la columna (6) muestra que un 19% de los individuos estuvieron empleados todos los periodos observados (densidad del empleo de 100%). Esta proporción no difiere significativamente entre hombres y mujeres pero sí entre

¹⁰Notar que nos concentramos sólo en transiciones entre empleo y desempleo y no en las transiciones entre empleos.

tramos etáreos, incluso entre los tramos de edad intermedios (entre 25 y 54 años) que es donde se concentra la gran parte de la muestra bajo estudio. Finalmente, la última columna del cuadro 1 muestra que, en promedio, un 13 % de los individuos nunca estuvieron empleados entre enero 2007 y diciembre 2010. La proporción es significativamente mayor para mujeres que para hombres y es (sorprendentemente) creciente con la edad.

En el siguiente cuadro se presenta una matriz de transición que muestra la tendencia de los individuos a moverse entre los estados empleo y desempleo en cada periodo (mes) entre los años 2007 - 2010¹¹. Los valores en esta matriz se pueden interpretar como las probabilidades condicionales bajo un modelo de Markov de primer orden. Mientras los valores en la diagonal de esta matriz representan la proporción de los afiliados que no cambian de estado, los valores fuera de la diagonal muestran los cambios de estados entre empleo y desempleo. Se observa una gran persistencia en permanecer en el estado, tanto para el empleo como para el desempleo. En cuanto a los cambios de estado, es más probable transitar desde el desempleo al empleo que desde el empleo al desempleo.

Cuadro 2: Matriz de Transición entre Estados Trabaja/No trabaja

	Trabaja t	No trabaja t	Total
Trabaja t-1	11.020.854 94,1%	687.305 5,9%	11.708.159 100,0%
No trabaja t-1	677.344 7,6%	8.204.257 92,4%	8.881.601 100,0%
Total	11.698.198	8.891.562	20.589.760

Como se menciona en la introducción, uno de los aportes de este estudio es analizar la movilidad no sólo entre empleo y desempleo sino también entre tipos de contratos, para los individuos empleados. En particular, se consideran los contratos indefinidos y los contratos a plazo fijo, debido a que la regulación Chilena hace una diferenciación importante respecto de los derechos de cada uno de ellos.

El contrato a plazo fijo está concebido para obras o trabajos que, por su naturaleza, son temporales. Son usados con mayor frecuencia en sectores económicos como la construcción, agricultura, ganadería o pesca, pues los empleos ofrecidos en estas actividades económicas son de carácter temporal o estacional. Por otro lado, los contratos indefinidos no tienen una fecha de extinción definida. Cada uno de estos tipo de contrato implica distintos grados de protección para los trabajadores ante la pérdida del empleo. Por ejemplo, un individuo con contrato a plazo fijo no tiene derecho a indemnizaciones por años de servicio y las tasas de cotizaciones y los beneficios del Seguro de Cesantía difieren según el tipo de contrato ¹².

¹¹Notar que cada observación representa a un individuo-periodo.

¹²Los trabajadores con contrato indefinido deben aportar un 0,6 % de su renta imponible a su cuenta individual. Del mismo modo, el empleador aporta 1,6 % de la renta imponible de trabajador a la cuenta individual de éste y un 0,8 % de la renta imponible al Fondo de Cesantía Solidario. Para los trabajadores con contrato a plazo fijo, los empleadores aportan un 2,4 % de la renta imponible a la cuenta individual y un 0,2 % al Fondo de Cesantía Solidario.

Adicionalmente, se requiere acreditar 12 y 6 cotizaciones para acceder a beneficios de la cuenta individual de cesantía para los individuos con contrato indefinido y a plazo fijo, respectivamente. Por otro lado, para acceder a los beneficios del Fondo Solidario se requieren 12 cotizaciones en 24 meses y las últimas 3 con el mismo empleador, independiente del tipo de contrato.

A diciembre de 2010 el 70 % de los cotizantes en la muestra utilizada en este estudio tenían un contrato indefinido¹³. El cuadro 3 muestra las estadísticas descriptivas de las transiciones entre tipo de contrato para los 273.872 individuos en la muestra¹⁴. La columna 1 muestra las distribuciones por sexo, edad y región. En general, las distribuciones de este grupo son muy similares al cuadro 1. Sin embargo, en la distribución por sexo, observamos un mayor porcentaje de hombres.

Las siguientes columnas muestran algunas medidas de transiciones entre tipo de contrato. En la columna (2) se observa que los individuos en la muestra presentan tan solo 0,9 transiciones en promedio entre tipos de contrato en los 48 meses en estudio. El número promedio de transiciones entre tipos de contrato no difiere por sexo a pesar de que los hombres tienen un mayor número promedio de transiciones entre empleo y desempleo (ver cuadro 1). Por otro lado, las transiciones decrecen con la edad y son menores en la Región Metropolitana que en otras zonas del país. La columna (3) presenta la mediana de las transiciones por tipo de contrato. En general, se observa que la mediana del número de transiciones entre tipos de contrato toma valores cercanos a cero para todas las distribuciones, excepto para los dos primeros tramos de edad.

Las columnas (4) y (5) muestran las densidades del tipo de contrato indefinido. En este caso, la densidad está definida como el número de meses que un individuo presenta contrato indefinido sobre el número de meses trabajados. La densidad promedio es de 60 %. Es decir, el 60 % del tiempo que un individuo trabaja lo hace con contrato a plazo indefinido. La densidad promedio es mayor para las mujeres que para los hombres¹⁵ y tiene una forma de U invertida con la edad. La densidad es superior para la región Metropolitana que para las otras regiones. Las otras regiones concentran una mayor cantidad de empleos con contrato a plazo fijo debido a que las actividades económicas desarrolladas en esta zona en su mayoría agricultura, pesca, ganadería y construcción. Efectivamente, el 67 % de los contratos a plazo fijo, para diciembre 2010, se encuentran en regiones diferentes a la metropolitana, donde destacan actividades económicas como la agricultura, pesca y ganadería y construcción (para mayor detalle, ver gráfico A.3 del Anexo). Las medianas de la densidad son más altas que las medias, debido a que casi un 30 % de los individuos en la muestra nunca transitó de un tipo de contrato a otro (columna (6)). La columna (6) muestra que una mayor proporción de mujeres que de hombres tuvieron siempre contrato indefinido. Además, la proporción de individuos que siempre ha tenido contrato indefinido es creciente con la edad pero a tasas decrecientes. Esto señala que la población más joven tiene relaciones laborales menos estables que la población mayor. La región metropolitana presenta una mayor proporción de individuos con relaciones laborales más estables producto de que esta región ofrece más empleos por tipo de contrato indefinido.

¹³Según los datos del INE, a diciembre 2010, un 70 % de los trabajadores dependientes tiene contrato indefinido y el restante 30 % tiene contrato definido. http://www.ine.cl/canales/chile_estadistico/mercado_del_trabajo/nene/cifras_trimestrales_NDE_2010.php

En este sentido, si bien la muestra utilizada en este estudio es relativamente joven respecto del universo del mercado laboral, no existen diferencias en la distribución por tipo de contrato.

¹⁴Notar que este universo es menor que el del cuadro 1 debido a que para observar el tipo de contrato el individuo debe estar empleado. Luego, el análisis por tipo de contrato excluye a quienes estuvieron siempre desempleados en el periodo de análisis. Además, se elimina a los individuos con valores extremos en las rentas, específicamente, las rentas menores al primer percentil y mayores al último percentil.

¹⁵Si bien, las mujeres se encuentran trabajando menos periodos que los hombres (ver cuadro 1), las mujeres que trabajan, probablemente, tienen características particulares, que les permite tener empleo más estables. Por ejemplo, es posible que las mujeres que se encuentren trabajando tengan un mayor nivel educacional.

Cuadro 3: Estadísticas Descriptivas Tipo de Contrato

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	N° / %	N° Transiciones promedio indefinido/plazo fijo	N° Transiciones mediana indefinido/plazo fijo	Densidad Contrato Indefinido Promedio	Densidad Contrato Indefinido Mediana	% Siempre Contrato Indefinido	% Nunca Contrato Indefinido
Total	273.872	0,9	0,0	0,60	0,75	28,2%	19,1%
Sexo							
Hombres	65,6%	1,0	0,0	0,58	0,71	26,5%	18,9%
Mujeres	34,4%	0,9	0,0	0,63	0,81	31,5%	19,4%
Tramo edad 2007							
Hasta 24	1,1%	1,2	1,0	0,40	0,36	5,7%	28,9%
25-34	49,2%	1,1	1,0	0,61	0,75	24,9%	16,1%
35-44	26,7%	0,9	0,0	0,60	0,77	31,2%	19,6%
45-54	16,9%	0,8	0,0	0,58	0,75	32,6%	22,8%
55-64	5,7%	0,6	0,0	0,53	0,64	33,7%	29,1%
65 y más	0,4%	0,3	0,0	0,46	0,33	33,3%	40,6%
Región							
Metropolitana	41,4%	1,0	0,0	0,7	0,8	33,2%	12,8%
Otras	58,6%	0,9	0,0	0,5	0,6	24,7%	23,5%
Ingreso Promedio	\$355.024					\$422.100	\$260.881

Finalmente, la columna (7) muestra que más de un 19% de los individuos siempre han tenido contrato a plazo fijo. Esta cifra no diverge entre hombre y mujeres pero crece con la edad. Se puede destacar que la proporción de individuos que poseen siempre un contrato a plazo fijo es mucho mayor para las regiones diferentes a la Metropolitana. De acuerdo a la evidencia, explicada más arriba, en regiones existen una mayor variedad de empleos ocasionales o estacionales, los cuales, en general, requieren de un contrato a plazo fijo (ver gráfico A.3 del Anexo)

La matriz de transición en el cuadro 4 muestra, para los individuos empleados, la probabilidad de tener un determinado tipo de contrato en t condicional en el tipo de contrato en $t - 1$. Al igual que en la matriz del cuadro 2, se observa una gran persistencia a permanecer en el estado, particularmente para los contratos indefinidos. Por otra parte, es más probable transitar desde un Contrato a Plazo Fijo a Contrato Indefinido que al revés. Lo anterior, junto con la correlación negativa entre edad y transiciones entre tipos de contrato (estadísticas por tramo de edad de las columnas (2) y (3) del cuadro 3) sugiere que los contratos a plazo fijo tienden a utilizarse al inicio de una relación laboral de manera tal de probar a un nuevo trabajador, sobre todo para trabajadores jóvenes¹⁶.

Cuadro 4: Matriz de transición entre Contrato Indefinido y a Plazo FIjo

	Contrato Plazo Fijo t	Contrato Indefinido t	Total
Contrato Plazo Fijo t-1	2.497.980 93,7%	167.912 6,3%	2.665.892 100,0%
Contrato Indefinido t-1	88.860 1,5%	5.753.483 98,5%	5.842.343 100,0%
Total	2.586.840	5.921.395	8.508.235

¹⁶El empleador puede realizar hasta dos contratos a plazo fijo consecutivos tras lo cual debe realizar el contrato indefinido.

3. Resultados y Análisis

En el cuadro 5 se presentan los resultados econométricos para diferentes especificaciones. Además de la persistencia de estado y la condición inicial, el set de controles incluidos en las regresiones está compuesto por sexo (1 si es hombre), edad del individuo en Enero 2007 y su cuadrado, una variable dummy para representar la reforma al Seguro de Cesantía en Mayo 2009¹⁷, la tasa de desempleo, dummies anuales, mensuales y regionales.

Como una forma de contar con un punto de referencia, las dos primeras columnas del cuadro 5 muestran los efectos marginales en la probabilidad de trabajar cuando se utiliza un modelo probit con datos agrupados. Sin la necesidad de ahondar demasiado en los resultados, la inclusión de la persistencia de estado entre las variables explicativas del modelo Probit Agrupado (2) evidencia la importancia de considerar la variable rezagada en las estimaciones: el efecto marginal es importante y estadísticamente significativo incluso en el modelo de datos agrupados. Además, la medida de ajuste log likelihood (ll) explica mejor la probabilidad de trabajar que el modelo Probit Agrupado (1) que no incluye esta variable.

En las siguientes columnas del cuadro 5 se presentan los resultados de los modelos para datos de panel con efectos aleatorios. Al igual que para los modelos con datos agrupados, los modelos (3) y (4) se diferencian en que en el primero se excluye tanto la persistencia de estado como la condición inicial entre las variables explicativas. La comparación de los modelos indica que excluir las dos fuentes de persistencia genera una sobre estimación del efecto de todas las variables independientes (*Sexo*, *Edad* y *Tasa de desempleo*) en alrededor de 100 % excepto para la variable *Reforma de Mayo 2009* (la cual es subestimada en el modelo (3)). Además, el poder explicativo del modelo (3) es significativamente menor que el de modelo que incluye las fuentes de persistencia. Esta evidencia sugiere que el estado anterior y la condición inicial son, en efecto, importantes para explicar los determinantes de la probabilidad de trabajar.

Los resultados de la estimación de panel dinámico con efectos aleatorios del modelo (4) (ecuación (2.4)) muestran la importancia de incluir las dos fuentes de persistencia. Por una parte, un individuo que estuvo empleado en $t - 1$ tiene un 70 % más de probabilidad de estar empleado en t respecto de un individuo que estuvo desempleado el periodo anterior, y por otra, el coeficiente de la condición inicial (que está correlacionada con la heterogeneidad no observada) se estima en 34 puntos porcentuales, efecto importante y estadísticamente significativo. Estos resultados sugieren dos conclusiones complementarias: (i) La magnitud del efecto de la heterogeneidad no observada implica que las habilidades no observadas o las preferencias de los individuos son determinantes en la participación en el mercado laboral, sin embargo, (ii) el hecho de que la persistencia estructural sea más importante (el doble) que la espúria sugiere que hay espacio para que las políticas públicas afecten la empleabilidad de los individuos. De ser efectivas, estas políticas podrían a su vez tener efectos sobre la acumulación de capital humano y sobre la protección social. Por ejemplo, respecto del ahorro para la vejez, las cotizaciones tempranas y sistemáticas al sistema de pensiones son determinantes en la pensión que los individuos reciben al final de su vida activa; respecto del Seguro de Invalidez y Sobrevivencia, la cobertura depende del lapso de tiempo transcurrido entre

¹⁷ La reforma de Mayo 2009 al Seguro de Cesantía consistió, entre otros cambios, en una flexibilización de requisitos para acceder al Fondo Solidario de Cesantía.

la fecha del siniestro y la de la última cotización¹⁸ y respecto del Seguro de Cesantía, el número de meses de beneficios dependerá de los recursos acumulados en la cuenta individual¹⁹.

Cuadro 5: Probit agrupado y Probit Panel Dinámico Efectos Aleatorios

Variable dependiente: Probabilidad de trabajar en t								
	Probit agrupado		Probit dinámico agrupado		Probit panel, RE		Probit dinámico panel, RE	
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Beta	Efecto marginal	Beta	Efecto marginal	Beta	Efecto marginal	Beta	Efecto marginal
Trabaja _{t-1}			2,98 (0.001)***	1,15			2,27 (0.001)***	0,69
Trabaja _{t0}							1,13 (0.003)***	0,34
Sexo	0,34 (0.001)***	0,14	0,14 (0.001)***	0,06	0,75 (0.007)***	0,13	0,21 (0.003)***	0,06
Edad	0,08 (0.000)***	0,03	0,04 (0.000)***	0,01	0,23 (0.001)***	0,04	0,07 (0.001)***	0,02
Edad ²	0,00 (0.000)***	0,00	0,00 (0.000)***	0,00	0,00 (0.000)***	0,00	0,00 (0.000)***	0,00
Reforma Mayo 2009	-0,02 (0.001)***	-0,01	0,02 (0.002)***	0,01	-0,05 (0.002)***	-0,01	0,01 (0.003)***	0,00
Tasa de desempleo	-0,67 (0.059)***	-0,26	0,13 (0,09)	0,05	-1,20 (0.084)***	-0,21	-0,31 (0.102)***	-0,09
Año 2008	0,00 (0.001)*	0,00	-0,01 (0.001)***	-0,01	-0,01 (0.001)***	0,00	-0,02 (0.002)***	0,00
Año 2009	-0,05 (0.002)***	-0,02	-0,07 (0.003)***	-0,03	-0,13 (0.002)***	-0,02	-0,10 (0.003)***	-0,03
Año 2010	-0,04 (0.002)***	-0,02	-0,05 (0.002)***	-0,02	-0,11 (0.002)***	-0,02	-0,07 (0.003)***	-0,02
constante	-1,28 (0.006)***		-2,12 (0.009)***		-3,88 (0.036)***		-2,94 (0.019)***	
NT	21.027.840		20.589.760		21.027.840		20.589.760	
N					438.080		438.080	
Rho					0,811		0,381	
Chi2 comparación modelos					13.200.000		633.000	
ll	-14.000.000		-4.970.000		-7.380.000		-4.540.000	

Nota: Todos los modelos incluyen dummies para meses y regiones. Errores estándar entre paréntesis. *p<0,1; **p<0,5; ***p<0,01

El resto de los coeficientes estimados en el modelo (4) tienen los signos y magnitudes esperados: los hombres tienen una mayor probabilidad de estar empleados que las mujeres, la probabilidad de estar empleado es creciente con la edad y la tasa de desempleo afecta negativamente la empleabilidad en el periodo t . Por su parte, las dummies de año sugieren que la crisis financiera de 2008 afectó negativamente la probabilidad de estar empleado respecto de la situación previa (la dummy omitida es la del año 2007)²⁰.

Un resultado interesante es el obtenido para la variable *Reforma Mayo 2009*, la cual intenta capturar el efecto de la reforma al Seguro de Cesantía en la empleabilidad. Los resultados sugieren

¹⁸ Ver Superintendencia de Pensiones (2010a) para detalle de cobertura del Seguro de Invalidez y Supervivencia.

¹⁹ Ver Superintendencia de Pensiones (2010b) para detalle de requisitos de acceso a los beneficios del Seguro de Cesantía.

²⁰ Los coeficientes estimados para las dummies mensuales y regionales han sido omitidos en el texto para facilitar la presentación de las tablas. Los resultados de las dummies mensuales muestran un efecto positivo en el primer y último trimestre, lo que refleja la estacionalidad del empleo. Por su parte, los resultados regionales son mixtos. Los resultados están disponibles si son requeridos.

que la flexibilización de los requisitos para acceder a los beneficios, i.e. la mayor protección a los desempleados, no genera un desincentivo a la probabilidad de trabajar.

Al final del cuadro 5 se reporta la contribución de la varianza de panel a la varianza total, $\hat{\rho} = 0,38$. A través del test Chi2 se rechaza la posibilidad de que $\hat{\rho} = 0$, lo que significa que la varianza de panel es en efecto importante. En otras palabras, este test compara formalmente el modelo de panel de efectos aleatorios con el modelo de datos agrupados, proporcionando evidencia a favor del primero. En resumen, la heterogeneidad no observada es en efecto importante para explicar los determinantes de la empleabilidad y no tomarla en cuenta podría generar parámetros inconsistentes y, potencialmente, conclusiones erróneas.

Por último, cabe mencionar que a partir de la comparación de los coeficientes estimados para la variable $Trabaja_{t-1}$ presentados en el cuadro 5 con las correlaciones simples del cuadro 2, queda de manifiesto la importancia de incluir los otros determinantes de la probabilidad de estar empleado. Al no ser incorporados, las correlaciones simples del cuadro 2 sobre-estiman en forma importante el efecto del estado anterior en la movilidad entre empleo y desempleo.

La forma en que se elige la muestra (afiliados al Seguro de Cesantía entre octubre 2002 y diciembre 2009) y el periodo de análisis (entre enero 2007 y diciembre 2010) puede levantar preocupación sobre la idoneidad y objetividad del periodo inicial (enero de 2007), a partir del cual se obtienen las conclusiones respecto del efecto de la heterogeneidad no observada. Se realiza un análisis de sensibilidad en el que se utiliza la misma muestra pero se consideran distintos periodos iniciales, julio de 2007 y enero de 2008. Los resultados, presentados en los cuadros A.2 y A.3 del Anexo, indican que los coeficientes estimados son robustos al periodo inicial que se considere.

A continuación, se estima el modelo probit dinámico de la ecuación (2.4) pero esta vez para analizar la movilidad entre tipos de contrato de los individuos empleados. Es decir, la variable dependiente ya no es estar empleado o desempleado si no que tener contrato indefinido o a plazo fijo, condicional en estar empleado. Se observa en el cuadro 6 que los individuos que tuvieron un contrato indefinido en $t - 1$ tienen 73 % más de probabilidad de tener un contrato indefinido en t respecto de aquellos que tuvieron un contrato a plazo fijo en $t - 1$ (notar que la magnitud de la persistencia estructural es similar a la estimada para el modelo trabaja/no trabaja). Por su parte, el efecto estimado de la condición inicial es de 15 %, coeficiente importante y estadísticamente significativo. Sin embargo, la magnitud de este coeficiente es sólo un 20 % de la dependencia de estado, lo que sugiere que la inercia o dependencia de estado es aún más importante en términos relativos que la persistencia espúria en la determinación del tipo de contrato que para la determinación de estar empleado. Este resultado entrega luces de la importancia del énfasis que la legislación laboral (versus las preferencias de los individuos) pone en una u otra forma de contrato: el individuo tiene altas probabilidades de mantener un contrato indefinido una vez que lo consigue, con todos los beneficios que esto trae aparejado (por ejemplo, derecho a vacaciones e indemnizaciones por años de servicio) sin embargo, es poco probable que un trabajador con contrato a plazo fijo pueda acceder a un contrato indefinido. En otras palabras, la movilidad entre tipos de contratos está mas determinada por la legislación laboral que por las preferencias de los individuos, lo que genera una segmentación del mercado laboral según tipo de contrato con estándares de protección distintos

entre sí. Este resultado sugiere que se debería tender a evitar la diferenciación entre tipos de contratos. Por ejemplo, la Reforma al Seguro de Cesantía de 2009 igualó los requisitos de elegibilidad entre tipos de contrato para acceder al Fondo Solidario²¹.

Cuadro 6: Probit Panel Dinámico Efectos Aleatorios

Variable dependiente: Probabilidad de tener contrato indefinido en t		
	Beta	Efecto marginal
Contrato indefinido _{t-1}	3,29 (0.002)***	0,73
Contrato Indefinido _{t0}	0,68 (0.003)***	0,15
Sexo	-0,19 (0.003)***	-0,04
Edad	-0,01 (0.001)***	0,00
Edad ²	0,00 (0.000)***	0,00
Ln ingreso	0,32 (0.002)***	0,07
Reforma Mayo 2009	0,05 (0.005)***	0,01
Tasa de desempleo	-0,60 (0.207)***	-0,13
Año 2008	0,01 (0.003)**	0,00
Año 2009	0,08 (0.006)***	0,02
Año 2010	-0,03 (0.006)***	-0,01
constante	-5,10 (0.035)***	
NT	8.508.235	
N	273.872	
Rho	0,186	
Chi2 comparación modelos	39.451	
ll	-1.030.000	

Nota: En todos los modelos se incluye dummies para meses y regiones. Errores estándar entre paréntesis.
*p<0,1; **p<0,5; ***p<0,01

Al igual que para el caso de la variable dependiente trabaja/no trabaja, los resultados indican la importancia de incluir los otros determinantes de la movilidad entre tipos de contrato. Las correlaciones simples entre el tipo de contrato en $t - 1$ y en t presentadas en el cuadro 3 sobrestiman en forma importante la dependencia de estado.

El resto de los coeficientes presentados en el cuadro 6 muestran resultados contraintuitivos para *Sexo* y *Edad*. Por otro lado, la elasticidad ingreso/tener contrato indefinido es positiva y significativa, es decir, un aumento de 1 % en el ingreso imponible aumenta la probabilidad de tener contrato indefinido en 7 puntos porcentuales. Al igual que para la estimación del modelo trabaja/no trabaja, la variable *Reforma Mayo 2009* sugiere que la mayor protección de los individuos no afecta

²¹Ver Superintendencia de Pensiones (2010b) para más detalles de los requisitos de elegibilidad del Seguro de Cesantía.

negativamente la probabilidad de tener un contrato indefinido. Las dummies para los años 2008 y 2009 tienen un impacto positivo y significativo en la probabilidad de tener contrato indefinido. Dado que los contratos indefinidos son por definición más estables, son éstos los que sobrevivieron mejor a la crisis del 2008, por lo tanto si el individuo trabajó durante el 2008 o 2009 es más probable que haya tenido un contrato indefinido que uno a plazo fijo. Sin embargo, la magnitud de estos efectos es pequeña.

La literatura para Chile enfatiza la importancia de incluir la heterogeneidad sectorial en los análisis (ver Gatica and Romaguera (2005) citando a Flores and Morandé (2005) y Fajnzylber and Reyes (2005)). Con el objeto de capturar esta heterogeneidad observada, se estima la ecuación (2.4) para el tipo de contrato para submuestras diferenciadas según el sector económico donde se desempeña el individuo²². Los resultados se despliegan en el cuadro 7. El efecto de la persistencia estructural varía entre 0,6 y 0,94 donde el valor más bajo es para el Comercio (sector en el que se desempeña un 20 % de los individuos en la muestra) y el más alto para el sector Construcción (15 % de los individuos en la muestra). Por su parte, el coeficiente estimado de la condición inicial varía entre 0,06 y 0,24, donde el valor más bajo es para la Minería (1 % de los individuos en la muestra) y el más alto, nuevamente, para la Construcción. Cabe notar que el sector Agricultura tiene el segundo más alto coeficiente estimado tanto para la persistencia estructural como para la espúria (un 8 % de los individuos se desempeña en este sector)²³.

Mientras el coeficiente estimado para la elasticidad ingreso/tener contrato indefinido es homogéneo en magnitud y significancia entre sectores (excepto para el sector Electricidad, Gas y Agua para el cual es algo más bajo), el coeficiente de la *Reforma Mayo 2009* deja de ser estadísticamente significativo para varios sectores. Por su parte, se observa que todo el efecto de la *Tasa de desempleo* estimado para la muestra completa (cuadro 6) viene únicamente del sector Construcción. En otras palabras, mientras este sector se ve fuertemente influenciado por el desempeño de la economía, esta variable parece no afectar el tipo de contrato en los otros sectores de la economía.

Como se mencionara anteriormente, la muestra utilizada para la estimación del modelo de movilidad entre empleo/desempleo es un panel de datos balanceado en que se observa a cada individuo por 48 periodos. Sin embargo, debido a que el tipo de contrato se observa sólo para los periodos en que el individuo está empleado, la muestra utilizada en el modelo de movilidad entre contrato indefinido y contrato a plazo fijo resulta en un panel no balanceado. Esto implica que la distribución asumida para c_i en la ecuación (2.3) es condicional en un número diferente de periodos para Z_{it} para cada individuo i , lo que a su vez implícitamente asume que $\{Z_{it}\}$ evoluciona igual $\forall i$. Como una forma de analizar la robustez de los resultados obtenidos a partir de este supuesto, se re-estima el modelo de la ecuación (2.4) para la variable dependiente tipo de contrato pero está vez considerando sólo a aquellos individuos que trabajan todos los periodos entre enero 2007 y diciembre 2010. En otras palabras, se estima el modelo de movilidad entre tipos de contrato para una muestra de panel balanceado. Los resultados presentados en el cuadro 8 muestran que la persistencia estructural disminuye respecto del coeficiente estimado para el panel no balanceado (cuadro 7). Este resultado es interesante al considerar que esta sub-muestra de individuos que

²²Se toma la moda del sector económico en el caso de que el individuo se haya cambiado de sector durante el periodo de análisis.

²³Ver cuadro A.4 en el Anexo para la distribución completa de los individuos por sector económico.

siempre trabajan tienen “mejores” características que la muestra del panel no balanceado (que incluye a todos los individuos en la muestra pero sólo aquellos periodos en los que están empleados). Por ejemplo, mientras un 28 % de individuos en la muestra de panel no balanceado siempre tiene contrato indefinido (ver cuadro 3), en la muestra de panel balanceado esta proporción llega a un 60 %. En otras palabras, los resultados muestran que la dependencia de estado es menos importante para un grupo de individuos más homogéneo entre si y con mejores características que la muestra completa. Por otro lado, si bien el coeficiente estimado para la condición inicial en la muestra de panel balanceado (0.19) es algo mayor que el de la muestra de panel no balanceado (0.15), los coeficientes tienen el mismo orden de magnitud (ver cuadros 8 y 7, respectivamente). Finalmente, los coeficientes estimados del resto de las variables de control incluidas en el modelo no cambian respecto de la estimación para la muestra de panel no balanceado.

Cuadro 7: Probit Panel Dinámico Efectos Aleatorios
Por Sector Económico

Variable dependiente: Probabilidad de tener contrato indefinido en t															
	Agricultura			Minería			Industria			Electricidad, gas y agua			Construcción		
	Beta	Efecto marginal		Beta	Efecto marginal		Beta	Efecto marginal		Beta	Efecto marginal		Beta	Efecto marginal	
Contrato indefinido _{t-1}	3,47 (0.010)***	0,81 (0.020)***		3,28 (0.020)***	0,71 (0.007)***		3,38 (0.007)***	0,69 (0.049)***		3,61 (0.049)***	0,63 (0.006)***		3,12 (0.006)***	0,94	
Contrato Indefinido _{t0}	0,87 (0.016)***			0,26 (0.025)***	0,06 (0.009)***		0,42 (0.009)***	0,09 (0.070)***		0,65 (0.070)***	0,11 (0.010)***		0,78 (0.010)***	0,24	
Sexo	0,13 (0.014)***	0,03		-0,16 (0.034)***	-0,03 (0.009)***		-0,05 (0.009)***	-0,01 (0.074)***		-0,34 (0.074)***	-0,06 (0.015)***		-0,41 (0.015)***	-0,12	
Edad	-0,01 (0.003)***	0,00		0,01 (0.01)	0,00 (0.003)***		-0,01 (0.003)***	0,00 (0.002)		-0,01 (0.002)	0,00 (0.002)***		-0,01 (0.002)***	0,00	
Edad ²	0,00 (0.000)**	0,00		0,00 (0.000)**	0,00 (0.000)***		0,00 (0.000)***	0,00 (0.000)***		0,00 (0.000)***	0,00 (0.000)***		0,00 (0.000)***	0,00	
Ln ingreso	0,36 (0.009)***	0,09		0,32 (0.017)***	0,07 (0.007)***		0,42 (0.007)***	0,09 (0.037)***		0,17 (0.037)***	0,03 (0.005)***		0,16 (0.005)***	0,05	
Reforma Mayo 2009	0,07 (0.021)***	0,02		0,08 (0.05)	0,02 (0.02)		0,03 (0.02)	0,01 (0.11)		-0,13 (0.11)	-0,02 (0.013)***		0,11 (0.013)***	0,03	
Tasa de desempleo	-0,85 (0.82)	-0,20		1,00 (1.90)	0,22 (0.63)		-0,36 (0.63)	-0,07 (0.515)***		-3,95 (4.13)	-0,69 (0.515)***		-4,03 (0.515)***	-1,22	
Año 2008	0,00 (0.01)	0,00		-0,07 (0.028)**	-0,01 (0.009)**		0,02 (0.009)**	0,00 (0.060)***		0,16 (0.060)***	0,03 (0.01)		0,00 (0.01)	0,00	
Año 2009	0,02 (0.02)	0,01		-0,08 (0.05)	-0,02 (0.018)**		0,04 (0.018)**	0,01 (0.119)***		0,42 (0.119)***	0,07 (0.015)***		0,13 (0.015)***	0,04	
Año 2010	-0,11 (0.023)***	-0,03		-0,14 (0.054)**	-0,03 (0.018)***		-0,07 (0.018)***	-0,02 (0.117)***		0,37 (0.117)***	0,06 (0.01)		-0,01 (0.01)	0,00	
constante	-1,43 (0.035)***			-2,41 (0.114)***			-2,09 (0.033)***			-1,59 (0.189)***			-1,34 (0.020)***		
NT	615,230			89,811			979,442			34,938			1,169,282		
N	22,791			2,648			28,887			972			40,942		
Rho	0,193			0,082			0,111			0,169			0,208		
Chi2 comparación modelos	2,042			150			1,994			69			7,490		
ll	-63,700			-11,600			-106,000			-2,643			-167,000		
Nota: En todos los modelos se incluye dummies para meses y regiones. Errores estándar entre paréntesis. *p<0.1; **p<0.5; ***p<0.01															

Nota: En todos los modelos se incluye dummies para meses y regiones. Errores estándar entre paréntesis. *p<0,1; **p<0,5; ***p<0,01

Cuadro 7, continuación

Variable dependiente: Probabilidad de tener contrato indefinido en t									
	Comercio		Transporte y telecomunicaciones		Finanzas, servicios técnicos y profesionales		Servicios estatales, sociales y personales		No especificados
	Beta	Efecto marginal	Beta	Efecto marginal	Beta	Efecto marginal	Beta	Efecto marginal	Beta
Contrato indefinido _{t-1}	3,30 (0.005)***	0,60	3,31 (0.008)***	0,64	3,16 (0.005)***	0,68	3,35 (0.006)***	0,71	3,35 (0.013)***
Contrato Indefinido _{t-10}	0,39 (0.007)***	0,07	0,34 (0.009)***	0,07	0,43 (0.007)***	0,09	0,64 (0.009)***	0,14	0,61 (0.018)***
Sexo	-0,08 (0.006)***	-0,01	-0,16 (0.012)***	-0,03	-0,18 (0.006)***	-0,04	-0,03 (0.007)***	-0,01	-0,13 (0.015)***
Edad	-0,01 (0.002)***	0,00	-0,01 (0.003)**	0,00	-0,01 (0.002)***	0,00	-0,01 (0.002)**	0,00	-0,01 (0.005)**
Edad ²	0,00 (0.000)***	0,00	0,00 (0.000)**	0,00	0,00 (0.000)***	0,00	0,00 (0.000)***	0,00	0,00
Ln ingreso	0,37 (0.005)***	0,07	0,30 (0.007)***	0,06	0,36 (0.005)***	0,08	0,33 (0.005)***	0,07	0,28 (0.011)***
Reforma Mayo 2009	0,04 (0.012)***	0,01	0,04 (0.018)*	0,01	0,04 (0.012)***	0,01	0,02 (0.01)	0,01	0,06 (0.029)**
Tasa de desempleo	0,29 (0.48)	0,05	-0,39 (0.71)	-0,08	0,61 (0.47)	0,13	0,00 (0.53)	0,00	-1,20 (1,11)
Año 2008	-0,02 (0.007)***	0,00	0,01 (0.01)	0,00	-0,01 (0.01)	0,00	0,02 (0.008)***	0,00	0,04 (0.017)**
Año 2009	0,04 (0.014)***	0,01	0,09 (0.020)***	0,02	0,03 (0.013)**	0,01	0,10 (0.015)***	0,02	0,10 (0.032)***
Año 2010	-0,09 (0.013)***	-0,02	-0,04 (0.020)*	-0,01	-0,06 (0.013)***	-0,01	0,02 (0.02)	0,00	-0,03 (0.03)
constante	-2,14 (0.025)***		-2,30 (0.040)***		-1,93 (0.022)***		-1,54 (0.023)***		-1,70 (0.051)***
NT	1.734.226		746.708		1.471.990		1.363.186		303.422
N	54.292		21.817		46.443		44.089		10.991
Rho	0,105		0,091		0,127		0,177		0,154
Chi2 comparación modelos	3.355		1.264		4.973		5.096		947
ll	-188.000		-84.500		-194.000		-155.000		-34.100

Nota: En todos los modelos se incluye dummies para meses y regiones. Errores estándar entre paréntesis. *p<0,1; **p<0,5; ***p<0,01

Cuadro 8: Probit Panel Dinámico Efectos Aleatorios
Muestra Panel Balanceado

Variable dependiente: Probabilidad de tener contrato indefinido ϵ		
Probit panel, efectos aleatorios		
	Beta	Efecto marginal
Contrato indefinido _{t-1}	3,14 (0.006)***	0,50
Contrato Indefinido _{t0}	1,17 (0.011)***	0,19
Sexo	-0,24 (0.009)***	-0,04
Edad	-0,02 (0.003)***	0,00
Edad ²	0,00 (0.000)***	0,00
Ln ingreso	0,47 (0.006)***	0,08
Reforma Mayo 2009	0,03 (0.012)***	0,01
Tasa de desempleo	1,37 (0.468)***	0,22
Año 2008	0,09 (0.007)***	0,01
Año 2009	0,19 (0.013)***	0,03
Año 2010	0,08 (0.013)***	0,01
constante	-7,22 (0.103)***	
NT	3.246.196	
N	69.068	
Rho	0,368	
Chi2 comparación modelos	19.861	
ll	-218.000	

Nota: En todos los modelos se incluye dummies para meses y regiones. Errores estándar entre paréntesis.

*p<0,1; **p<0,5; ***p<0,01

4. Conclusiones

Este artículo intenta lograr un mejor entendimiento de los determinantes de la movilidad laboral tanto entre empleo y desempleo como entre tipos de contrato para aquellos empleados. Se utiliza un modelo de panel dinámico no lineal con efectos aleatorios que permite aislar el efecto de las dos fuentes de persistencia: estructural y espúria. Se utiliza la Base de Datos de Afiliados al Seguro de Cesantía, cuya principal ventaja es la precisión de la información respecto de la participación en el mercado laboral privado formal y del tipo de contrato que poseen los individuos en cada momento del tiempo.

Los resultados indican que la empleabilidad en el periodo t está fuertemente determinada por la persistencia estructural, es decir, por la condición de empleo/desempleo en el periodo anterior. Por otro lado, si bien la persistencia espúria también es relevante, la magnitud del efecto de las preferencias es sólo la mitad que el de la persistencia estructural. Estas magnitudes sugieren que políticas públicas orientadas a fomentar la participación laboral de los individuos podrían ser efectivas, sobre todo, si son aplicadas a poblaciones jóvenes donde la inercia o formación de hábitos aún no está tan marcada. Políticas públicas que aumenten efectivamente la participación laboral

podrían tener, a su vez, efectos positivos en la acumulación de capital humano y en la cobertura de los programas sociales.

Por su parte, los resultados para las estimaciones de movilidad entre tipos de contrato sugieren que la dependencia de estado es aún más importante que la heterogeneidad no observada que en el caso de la movilidad entre empleo y desempleo. En otras palabras, el tipo de contrato que tienen los trabajadores está aún más determinado por la inercia que por las preferencias o características no observables de los individuos. Esto sugiere que la baja movilidad entre tipos de contrato está principalmente determinada por la legislación laboral que define y diferencia los tipos de contrato. En este sentido, se debería tender a igualar las condiciones de ambos tipos de contrato para evitar la segmentación del mercado laboral.

Como agenda de investigación futura, investigaremos el efecto en la movilidad laboral de la introducción del Seguro de Cesantía. El Seguro de Cesantía es uno de los programas más importantes de protección a los trabajadores ante *shocks* negativos al empleo, ya sea agregados o idiosincráticos. Es de vital importancia analizar el efecto de este programa no solo en su objetivo principal, suavizar consumo, pero también en potenciales efectos indirectos como en la movilidad laboral.

Anexo

Cuadro A.1 Distribución Etárea de Individuos en el Mercado Laboral Chileno
Diciembre 2010

	Población 15 años y más	Fuerza de Trabajo	Ocupados
Sexo			
Hombres	49,1%	60,1%	60,8%
Mujeres	50,9%	39,9%	39,9%
Hasta 24	21,9%	14,7%	13,0%
25-34	15,8%	21,0%	20,6%
35-44	17,3%	23,1%	23,6%
45-54	17,7%	22,5%	23,2%
55-64	13,0%	13,4%	13,9%
65 y más	14,3%	5,3%	5,6%
Región			
Metropolitana	40,4%	41,8%	41,8%
Otras	59,6%	58,2%	58,2%

Fuente: INE.

http://www.ine.cl/canales/chile_estadistico/mercado_del_trabajo/nene/cifras_trimestrales_NDE_2010.php

Gráfico A.1: Distribución de Número de Transiciones

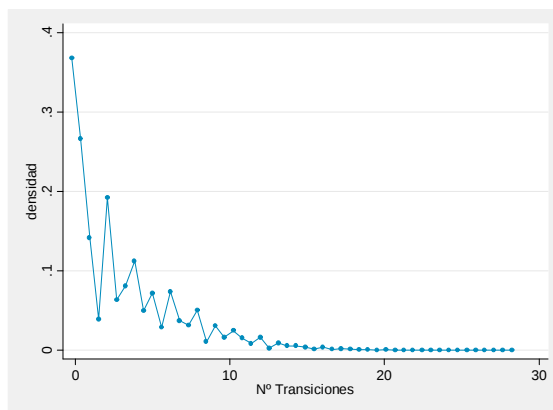
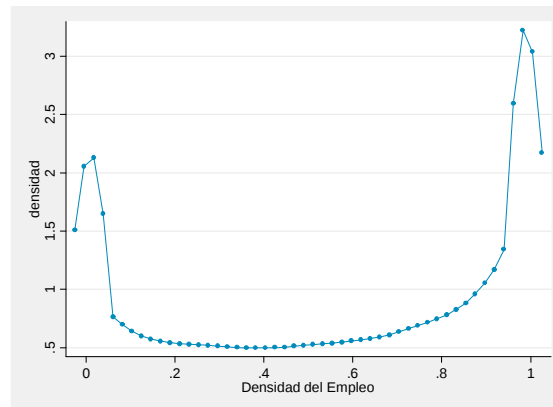


Gráfico A.2: Distribución de Densidad del Empleo



Cuadro A.2: Probit Panel Dinámico Efectos Aleatorios
Condición Inicial Julio 2007

Variable dependiente: Probabilidad de trabajar en t		
	Probit dinámico panel, RE	
	Beta	Efecto marginal
Trabaja _{t-1}	2,26 (0.001)***	0,70
Trabaja _{t0}	1,32 (0.003)***	0,41
Sexo	0,16 (0.003)***	0,05
Edad	0,06 (0.001)***	0,02
Edad ²	0,00 (0.000)***	0,00
Reforma Mayo 2009	0,02 (0.003)***	0,01
Tasa de desempleo	-0,01 (0.001)***	0,00
Año 2008	-0,02 (0.002)***	-0,01
Año 2009	-0,10 (0.003)***	-0,03
Año 2010	-0,08 (0.003)***	-0,03
constante	-2,62 (0.020)***	
NT	18.399.360	
N	438.080	
Rho	0,357	
Chi2 comparación modelos	478.000	
ll	-3.950.000	

Nota: Todos los modelos incluyen dummies para meses y regiones. Errores estándar entre paréntesis. *p<0,1; **p<0,5; ***p<0,01

Cuadro A.3: Probit Panel Dinámico Efectos Aleatorios
Condición Inicial Enero 2008

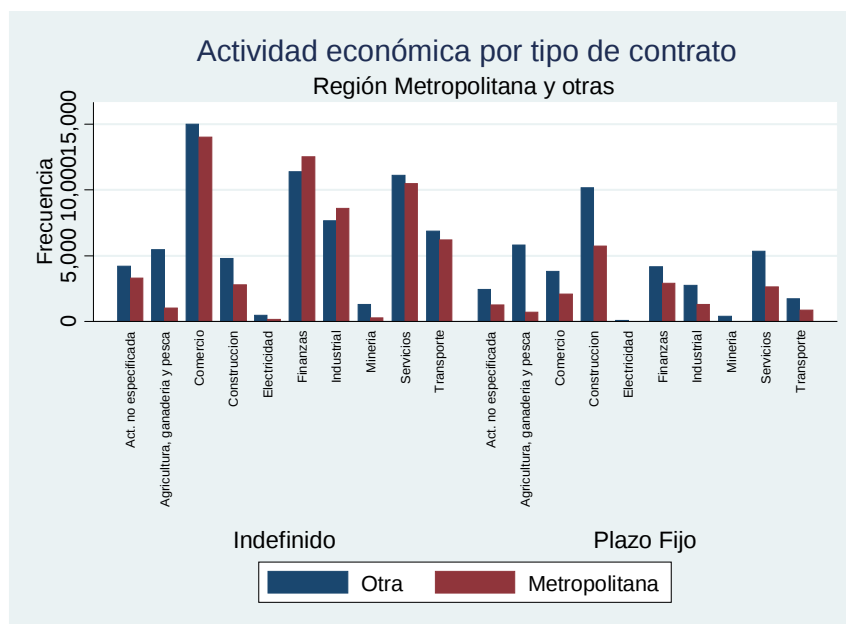
Variable dependiente: Probabilidad de trabajar en t		
	Probit dinámico panel, RE	
	Beta	Efecto marginal
Trabaja _{t-1}	2,21 (0.001)***	0,66
Trabaja _{t0}	1,41 (0.003)***	0,42
Sexo	0,20 (0.003)***	0,06
Edad	0,07 (0.001)***	0,02
Edad ²	0,00 (0.000)***	0,00
Reforma Mayo 2009	0,04 (0.003)***	0,01
Tasa de desempleo	-0,03 (0.001)***	-0,01
Año 2008		
Año 2009	-0,07 (0.003)***	-0,02
Año 2010	-0,08 (0.003)***	-0,02
constante	-2,74 (0.024)***	
NT	15.770.880	
N	438.080	
Rho	0,402	
Chi2 comparación modelos	446.000	
II	-3.370.000	

Nota: Todos los modelos incluyen dummies para meses y regiones. Errores estándar entre paréntesis. *p<0,1; **p<0,5; ***p<0,01

Cuadro A.4: Distribución de Sector Económico
Individuos Empleados

Sector	%
Agricultura	8,2%
Minería	1,0%
Industria	10,6%
Electricidad, gas y agua	0,4%
Construcción	14,9%
Comercio	19,8%
Transporte y telecomunicaciones	8,0%
Finanzas, servicios técnicos y profesionales	17,0%
Sercicios estatales, sociales y personales	16,1%
No especificados	4,1%

Gráfico A.3: Actividad económica por tipo de contrato y región



Referencias

- Acevedo, G.; P. Eskenazi; and C. Pagés (2006): Unemployment Insurance in Chile: A New Model of Income Support for Unemployed Workers. *Social Protection Discussion Paper. The World Bank*, (No. 612).
- Chamberlain, G. (1980): Analysis of Covariates with Qualitative Data. *Review of Economic Studies*, Vol. 47(No. 1).
- Chay, K.; H. Hoynes; and D Hyslop (2006): A Non-Experimental Analysis of True State Dependence in Monthly Welfare Participation Sequences. *University of California, Berkeley. Working Paper*.
- Cowan, K. and A. Micco (2005): Crecimiento, empleo y estabilidad del ingreso en Chile: Propuestas de reforma al seguro de desempleo. *IDB Publications*, (No. 31458).
- Fajnzylber, E. and G. Reyes (2005): Dinámica del Desempleo Juvenil: Resultados Preliminares con Datos del Seguro de Cesantía. *En Foco, Expansiva*, (No. 54).
- Flores, M. and F. Morandé (2005): Determinantes del Empleo y Diferencias Sectoriales. *En Foco, Expansiva*, (No. 52).
- Gatica, J. and P. Romaguera (2005): El Mercado laboral en Chile: Nuevos temas y desafíos. OIT.
- Heckman, JJ. (1978): Simple Statistical Models for Discrete Panel Data Developed and Applied to Test the Hypothesis of True State Dependence against the Hypothesis of Spurious State Dependence. *Annales de l'insée*, (30/31).
- Heckman, JJ. (1981a): *In Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications. CF. Manski and D. McFadden (eds.)*, MIT Press: Cambridge, MA, chap. Statistical Models for Discrete Panel Data, Chapter 3.
- Heckman, JJ. (1981b): *In Studies of Labor Markets. S. Rosen (ed.)*, The National Bureau of Economic Research, The University of Chicago Press, chap. Heterogeneity and State Dependence, Chapter 3.
- Hyslop, D. (1999): State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women. *Econometrica*, Vol. 67(6).
- Landarretche, O. (2007): Job Flows in Chile. *Serie Documentos de Trabajo, Departamento de Economía, Universidad de Chile*, (No. 2040).
- Müller, F. (2009): Desocupación Laboral en Chile: Persistencia y Características individuales. Tesis para optar al grado de Magíster en Economía.
- Stewart, M. (2005): The Inter-related Dynamics of Unemployment and Low-wage Employment. *Warwick Economic Research Papers*, (No. 741).
- Superintendencia de Pensiones, ed. (2010a): *El Sistema Chileno de Pensiones*. Séptima Edición.
- Superintendencia de Pensiones, ed. (2010b): *Seguro de Cesantía en Chile*.
- Wooldridge, J. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.

Wooldridge, J. (2005): Simple Solutions to the Initial Conditions Problem in Dynamic, Nonlinear Panel Data Models With Unobserved Heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20(Issue 1).