



Desocupación laboral en Chile: Persistencia y características individuales

Tesis para optar al grado de
Magíster en Economía

Autor:
FRANCISCA MÜLLER DÜRING

Profesor Guía:
DAVID BRAVO URRUTIA

Santiago, Chile
Junio de 2009

“Confía en el tiempo que suele dar dulces salidas a muchas amargas dificultades”

(Cervantes)

La finalización de este estudio resume lo que ha sido dos años de profundo estudio económico y abre, sin duda, un nuevo camino hacia la vida profesional. Quiero dar gracias a todos los profesores que contribuyen en la formación de economistas íntegros y capaces de enfrentar un mundo cada vez más exigente. Sobre todo, a la gran Universidad de Chile que forma parte importante en esta tarea.

Finalmente hago una consideración especial a mis papás, a mis tres hermanas, cuñados y amigos, ya que son parte importante en mi vida humana y profesional.

Francisca Müller

Desocupación laboral en Chile: Persistencia y características individuales^{*}

Francisca Müller Düring

Magíster en Economía

Universidad de Chile

fmuller@fen.uchile.cl

Esta versión: Junio, 2009

Resumen

El presente artículo intenta cuantificar, a través de un modelo de panel dinámico con efecto fijo y variable dependiente limitada, el efecto sobre el estado de empleado-desocupado a nivel individual en Chile de la persistencia del estado laboral en el año anterior, así como también de características individuales, controlando por heterogeneidad no observada. La estimación fue llevada a cabo con datos de la Encuesta de Protección Social de los años 2002, 2004 y 2006. Los principales resultados indican que existe alta persistencia del estado laboral y que las características individuales que más influyen son jefe de hogar, edad y salud para el caso de los hombres, y los hijos, la edad y la condición de jefa de hogar para las mujeres. En ambos casos la región de residencia influye de manera significativa.

^{*}Agradezco a mi profesor guía David Bravo Urrutia por la ayuda en la realización de esta tesis y por el financiamiento proporcionado por la Iniciativa Científica Milenio al Centro de Microdatos, Proyecto P07S-023-F. Muchas gracias por los valiosos comentarios, apoyo constante y colaboración metodológica de Juan Daniel Díaz. Gracias igualmente a Esteban Puentes, Tomás Rau, Paulina Sepúlveda, Gabriela Toledo y Nicolás Franz por sus precisos comentarios y a Gustavo Leyva por el formato L^AT_EX facilitado. Quiero agradecer en forma especial al profesor Jesús Carro, quien me facilitó y ayudó con la estimación de su código modificado a la data presentada. Cualquier error u omisión es responsabilidad exclusiva de la autora.

1. Motivación

Los determinantes del desempleo han preocupado a la profesión durante décadas y han sido tema de investigación desde diferentes áreas. Desde el punto de vista macroeconómico, éste se intenta explicar a través de teorías de búsqueda y *matching*, rigidez de los salarios o salarios de eficiencia, ajustes del mercado del trabajo e histéresis, por sólo nombrar algunas. Por su parte, la organización industrial plantea que las teorías de información asimétrica y señalización cumplen un rol fundamental en el entendimiento de éste a un nivel más micro. Adicionalmente, existen los estudios empíricos a nivel individual, que buscan explicar el desempleo a través de patrones observables y no observables de estos individuos por medio de técnicas microeconómicas. Este artículo sigue esta línea de investigación.

Las consecuencias que trae el desempleo tanto a nivel agregado, en términos de crecimiento y de bienestar social, como también a nivel individual, en términos de ingresos y bienestar familiar, resultan generalmente negativas. Largos periodos de desempleo, que reducen el capital humano individual por medio de pérdidas de habilidades que son valoradas por el mercado y redes laborales importantes para el reemplazo, hacen más difícil la reincorporación de éstos en nuevos puestos de trabajo. Al mismo tiempo, el desempleo produce una baja radical en los ingresos mensuales, así como también estrés psicológico y desmotivación, que hace aún menos probable la oportunidad de encontrar un empleo estable. Por otro lado, existe amplia literatura que enfatiza que personas distintas tienen diferente propensión a estar empleado o desocupado¹. Es claro que, variables como condición socioeconómica, nivel educacional, edad, experiencia laboral y características del individuo no observadas influyen en este estado. Es por todo esto, que las políticas públicas debiesen tener como objetivo principal aquellos grupos que son más propensos a estar desocupados. No obstante, para alcanzar dicho objetivo es importante entender cuáles son sus causas y así dar luces a las políticas en estos puntos específicos.

Al pensar sobre estos determinantes, uno puede distinguir al menos tres. Primero, existen características individuales observadas como por ejemplo, sexo, edad, años de educación y experiencia laboral, que contribuirían aparentemente en la condición laboral en que se encuentre el individuo. Segundo, características individuales no observables tales como motivación, autodisciplina, habilidad

¹El grupo de los desocupados considera a los cesantes y a los desempleados (los que buscan trabajo por primera vez).

cognitiva y expectativas, pueden reflejar heterogeneidad individual que también esté explicando el estado de empleado-desocupado de los individuos. Y tercero, observamos que una persona que ha experimentado un estado en el pasado es posible que sea más probable que lo experimente en el futuro, lo que en este caso implicaría persistencia en el desempleo (empleo).

El párrafo anterior es explicado por la literatura (Heckman (1981a) y Heckman (1981b)) de la siguiente forma: el fenómeno de persistencia en un estado (desocupado, por ejemplo) puede ser explicado por dos causas. La primera es “*true state dependence*”, es decir, que el estado en el periodo anterior afecta al estado en el periodo actual. Y la segunda, es la “*spurious state dependence*”, es decir, existe correlación serial de los errores, debido a características individuales observadas o heterogeneidad individual que no es observada. En otras palabras, el desempleo experimentado en el periodo anterior tiene un efecto causal en el desempleo futuro o bien las características del individuo, sean o no observadas, persisten en el tiempo por lo que crean una relación espúrea entre el desempleo pasado y el futuro.

Se sabe que la heterogeneidad permanente no observada podría sesgar las estimaciones y por ende, se tendrían conclusiones equivocadas sobre el efecto de una variable si dicha heterogeneidad no es tomada en cuenta. Esto es particularmente cierto en modelos dinámicos donde podemos tener estimaciones significativas de coeficientes de “*state dependence*” incluso cuando no tenemos “*state dependence*” y donde la persistencia se deba sólo a heterogeneidad permanente (Carro (2007)). Dado esto, se desprende que la mejor forma de poder identificar estos efectos a nivel empírico es con datos de panel microeconómicos.

Dicho lo anterior, el objetivo de esta investigación es identificar cómo impactan estos tres efectos -persistencia, características individuales y heterogeneidad no observada-, sobre el estado empleado-desocupado a nivel individual en Chile². Para cumplir con el objetivo y diferenciar entre “*true state dependence*” y “*spurious state dependence*”, se utilizan datos de panel de historias laborales obtenidos de la Encuesta de Protección Social (EPS) para los años 2002, 2004 y 2006. La EPS provee una historia laboral única en el país, que permite un análisis económico y estadístico que no es posible en la mayoría de las economías latinoamericanas. Por lo tanto, la mayor contribución del presente trabajo es aislar

²La técnica presentada por Carro (2007) permite llevar a cabo la estimación considerando los tres determinantes.

tales relaciones dinámicas, potencialmente existentes, utilizando datos del mercado laboral chileno.

El método de estimación utilizado corresponde a un modelo de panel dinámico con efecto fijo y variable dependiente binaria, la cual en este caso corresponde a la variable empleado-desocupado.

El artículo está organizado de la siguiente manera: la sección 2 revisa la literatura relevante sobre el tema. La sección 3 muestra la metodología utilizada en la estimación. La sección 4 discute los datos requeridos, sus orígenes, limitaciones y ventajas, así como también la construcción de ellos y por último, se finaliza con un análisis de los resultados y conclusiones sobre el tema en la secciones 5 y 6 respectivamente.

2. Revisión de la literatura

El mayor desafío econométrico que ha intentado resolver la literatura relevante sobre el tema, es justamente diferenciar el efecto causal del efecto de relación espuria debido a características individuales no observadas³. El precursor de estas investigaciones James J. Heckman, comienza junto George J. Borjas un modelo empírico con datos de corte transversal, donde estudian una pequeña muestra de 122 individuos egresados de secundaria con múltiples periodos de desempleo. Lo que obtienen Heckman y Borjas (1980) indica que, para hombres jóvenes, una experiencia previa de desempleo no afecta la probabilidad de pasar de empleado a desempleado. Sus resultados son estadísticamente no significativos. Posteriormente, Heckman (1981a) en un estudio más acabado, sostiene que existe una significativa “*true state dependence*” en las probabilidades de empleo para mujeres estadounidenses casadas. Incluso, de forma más reciente, Hyslop (1999) también encuentra fuerte evidencia a favor de “*true state dependence*” en el empleo de esta misma muestra para los años 80. Corcoran y Hill (1985), usando datos del “Panel Study of Income Dynamics”, obtienen resultados opuestos que sugieren que el desempleo pasado de un hombre adulto no aumenta la probabilidad de desempleo futuro. Años más tarde, Stevens (1997) muestra nuevamente a través de un estudio empírico, que después de haber estado desempleado, el individuo está mucho más propenso a volver a ese estado. El argumento que da el autor es que una persona

³En esta sección se ocupará indistintamente desempleado y desocupado.

que ha estado desempleada durante un periodo de tiempo significativo, pierde habilidades y contactos necesarias para salir de ese estado. En esta misma línea argumental, [Gregg y Tominey \(2004\)](#) muestran, a través de la “National Child Development Survey”, el efecto del desempleo en edades tempranas. Los autores enfatizan, después de controlar por resultado académico, región de residencia, ingreso familiar y características específicas, que periodos largos de desempleo hacen más probable que los individuos vuelvan a este mismo estado hasta los 33 años de edad⁴. Más tarde, [Stewart \(2007\)](#) nuevamente encuentra significativa “*true state dependence*”, sin embargo sugiere que esa dependencia podría deberse a la calidad del empleo que toman aquellos que han estado desempleados, los cuales tienden a ser mal remunerados e inestables. Este tipo de trabajos no aumentan el capital humano y por ende tienen el mismo efecto adverso que el desempleo. El autor encuentra que efectivamente los trabajos mal pagados tienen un efecto adverso casi tan grande como el desempleo en la probabilidad de desempleo futuro.

Para Gran Bretaña, [Narendranathan y Peter \(1993\)](#) y [Arulampalam et al. \(2000\)](#) encuentran fuerte evidencia a favor de “*true state dependence*”. [Arulampalam et al. \(2000\)](#), lo obtienen a través de un panel dinámico, usando la “British Household Panel Survey”, sin embargo, la gran limitación de la estimación radica en que las características individuales no observables fueron modeladas de manera muy restrictiva; como función lineal de los promedios de las características individuales observables. Supuesto probablemente erróneo. Similares son los resultados obtenidos a través de análisis longitudinales para el caso de Alemania ([Mühleisen y Zimmermann \(1994\)](#)) y Holanda ([Flaig et al. \(1993\)](#)).

Por otro lado, en cuanto al efecto de las características individuales sobre el estado laboral, [O’Higgins \(1997\)](#) enfatiza que a pesar de que los jóvenes son más propensos a estar desempleados, la duración de éste es más corta comparado con adultos en países de la OECD. Sin embargo, la duración del desempleo aumenta con la edad y más si ha estado desempleado. Además, [Marks y Flemming \(1998\)](#) encuentran que para jóvenes australianos las características socioeconómicas tienen poco efecto en el desempleo cuando se controla por otras variables individuales. Adicionalmente, los autores descubren que los estudios secundarios completos y superiores favorecen el empleo, así como también la edad, pero que el bajo rendimiento escolar influye positivamente en el desempleo. Por otra parte,

⁴Utilizan una variable instrumental para hacer frente a la heterogeneidad individual no observada.

muestran que la duración de éste está relacionado con factores que observamos, como titulación, matrimonio y experiencias pasadas de desempleo. Posteriormente, Cowan et al. (2005) muestran que ante la alta tasa de desempleo agregada en Chile en el periodo 1997-2002, los hombres y mujeres jóvenes, con estudios secundarios completos o universitarios, registraron un mayor crecimiento de la tasa de desempleo, así como también los trabajadores de baja experiencia. Es decir, existen características individuales observadas como sexo, edad, nivel socioeconómico, años de educación, que contribuyen aparentemente en la condición de desempleado tanto en Chile como a nivel mundial. Además, Neilson y Ruiz-Tagle (2007) utilizando datos de la EPS para los años 2002 y 2004, encuentran que los trabajadores más jóvenes constituyen el grupo más volátil del mercado laboral chileno. Por otro lado, Stewart (2007) muestra que los individuos localizados en la cola inferior de la distribución de ingresos tienen un alto riesgo de caer en desempleo.

Siguiendo esta misma línea argumental, modelos sobre probabilidad de reemplazo, como es el caso de Petrongolo (2001), sugieren que la probabilidad de recibir una nueva oferta laboral estará relacionada con el capital humano del individuo y la zona de residencia (dado la demanda laboral local existente) para el caso de los hombres⁵.

Por último, estudios que abordan de buena forma la heterogeneidad individual no observada son escasos, básicamente porque la técnica econométrica que debe ser usada para controlar correctamente por este efecto es compleja y difícil de implementar en la práctica. Sin embargo, algunos esfuerzos se han llevado a cabo modelando dichas características no observables de manera muy restrictiva, tal cual se señaló anteriormente.

⁵La oferta laboral está relacionada con el salario de reserva, la composición familiar del desempleado y el ratio de reemplazo de la empresa.

3. Metodología

El modelo considerado en este estudio es un panel dinámico con variable dependiente binaria que puede ser representado por la siguiente ecuación:

$$y_{it} = 1(\alpha y_{i,t-1} + \beta x_{it} + \eta_i + v_{it} \geq 0) \quad (1)$$

Con $i = 1, 2, \dots, N$ y $t = 1, \dots, T$. Donde $1(c)$ es una función indicador que toma el valor 1 si la condición c es satisfecha y cero en otro caso.

Donde de acuerdo a esta investigación, la variable dependiente y_{it} toma el valor 1 si el individuo i está empleado en el periodo t y 0 si está desocupado. Como se puede apreciar, las variables explicativas del modelo enunciado van en directa relación con los tres efectos planteados en la motivación, es decir, la variable $y_{i,t-1}$ capta el efecto persistencia real del estado (“*true state dependence*”), las variables en x_{it} representan características individuales observables y η_i capta la heterogeneidad individual permanente no observada. Por último, v_{it} define *shocks* independientes e idénticamente distribuidos. Adicionalmente, si se asume que v_{it} sigue alguna distribución paramétrica (supongamos que F es la función de distribución acumulada de $-v_{it}$), se puede estimar el modelo por Máxima Verosimilitud (MV), donde:

$$Pr(y_{it} = 1 | y_{i,t-1}, x_{it}, \eta_i) = F(\alpha y_{i,t-1} + \beta x_{it} + \eta_i) = F_{it} \quad (2)$$

Como es común en los modelos de panel, hay dos formas de tratar la heterogeneidad individual no observada: por efecto fijo o efecto aleatorio.

Típicamente, los estudios existentes se deciden por el efecto aleatorio, por lo que se tiene que suponer alguna distribución para el término η_i , así como al mismo tiempo suponer y validar que η_i y x_{it} no están correlacionados. Sin duda, en reiteradas ocasiones las características individuales observables y no observables están correlacionadas, y en este caso es claro que estas dos variables están asociadas, por ejemplo, la escolaridad (observable) está muy ligada a habilidad (no observable). Lo anterior conlleva a una potencial mala especificación del modelo⁶.

⁶Para más detalles de estimación de estos modelos por efecto aleatorio véase [Arrelano y Carrasco \(2003\)](#).

El artículo sigue el enfoque de efecto fijo, permitiendo correlación entre observables y no observables. No obstante, al estimar los η_i (que corresponden a los efectos fijos) surge el problema de “*incidental parameters*”, es decir, generalmente en los paneles microeconómicos, el número de individuos es muy grande y los periodos de tiempo cortos ($N \rightarrow \infty$ y T es fijo), pero si $N \rightarrow \infty$ estaríamos estimando infinitos η_i , o sea, la estimación es inconsistente y dicha inconsistencia se traspa a todos los parámetros del modelo, sesgándolos (salvo que $T \rightarrow \infty$ también, pero como se dijo, esto no pasa en este tipo de paneles). Luego, es necesario estimar asumiendo efecto fijo, pero tratando de eliminar η_i de la estimación de los demás parámetros del modelo, o en su defecto tratando de minimizar el problema de “*incidental parameters*”.

Eliminar los efectos fijos en la estimación de un modelo de panel lineal es sencillo, basta con diferenciar en el tiempo cada observación o restarle su promedio temporal. No obstante, en un modelo no lineal como el que se presenta, el ejercicio es bastante más complejo y nuevas técnicas han sido desarrolladas. En general las técnicas restringen las observaciones usadas en la estimación a sólo aquellas que cumplan con ciertas características, las cuales permiten eliminar el efecto fijo de la estimación y así poder identificar los parámetros restantes.

Si no fuese considerado el efecto persistencia en el modelo a estimar (sin el componente dinámico, es decir, $\alpha = 0$ en (2)), bastaría con la estimación *logit* condicional, o modelos *logit* con efecto fijo, mostrada en Arellano y Honoré (2001), Chamberlain (1984) y por primera vez en Rasch (1960), Rasch (1961), donde muestran que un estadístico suficiente para hacer no depender a la probabilidad del efecto fijo (hacerlo desaparecer de ellas) es la suma de los estados en el tiempo para cada individuo, es decir, condicionando las probabilidades por la suma de los estados en el tiempo, desaparecen los efectos fijos de la estimación. Con lo anterior, es posible estimar de una manera consistente los demás parámetros de interés del modelo a través de máxima verosimilitud, donde la contribución en la verosimilitud de los individuos cuyos estados suman temporalmente 1 ó 0, es cero. Esto es la desventaja de esta técnica, ya que elimina los efectos fijos, pero varias observaciones se pierden.

Si se considera la persistencia, es decir, el modelo completo planteado en (2), el problema se complejiza de sobremanera y el *logit* condicional no es la metodología correcta para abordarlo, sin embargo, algunas soluciones se han desarrollado. Por

ejemplo, Honoré y Kyriazidou (2000) logran que los parámetros del modelo (salvo el efecto fijo) estén identificados y que las estimaciones sean consistentes (con T fijo y $N \rightarrow \infty$) y asintóticamente normales. La desventaja de su metodología es que consideran supuestos bastante restrictivos que limitan su utilización en este caso. Su modelo supone variables explicativas fuertemente exógenas, lo que impide por ejemplo el uso de escolaridad como variable independiente. Además, que éstas sean invariantes en el tiempo, por lo que tampoco podemos usar la edad y otras características individuales como regresores. Afortunadamente, Carro (2007) considera un modelo bastante general (relaja los supuesto de Honoré y Kyriazidou (2000)), donde modifica el *score* de la estimación por MV de tal forma que todos los parámetros estimados (incluso el efecto fijo) sean consistentes cuando $T \rightarrow \infty$ y cuando T es fijo sus estimaciones tienen un menor sesgo que las estimadas por MLE (Maximum likelihood estimation)⁷.

En esta investigación se utiliza primeramente la estimación *logit* condicional, que si bien no considera persistencia, sirve para tener una primera (y buena) aproximación a los parámetros de las características observables, controlando por efecto fijo. Posteriormente, se estima un modelo *logit* dinámico sin y con efecto fijo, ambos ejercicios se llevan a cabo por MLE. Si bien el primero no considera efecto fijo y el segundo presenta sesgo para T fijo, sirven para tener una primera (y nuevamente buena) aproximación al efecto persistencia del estado. Finalmente, se trata de estimar un *logit* dinámico con efecto fijo a través de la metodología propuesta por Carro (2007).

⁷Carro (2007) muestra, a través de un experimento de Monte Carlo, que su estimador a partir de $T = 8$ tiene un menor sesgo que el estimador de ML.

4. Datos

Los datos utilizados para la estimación fueron provistos por el Centro de Microdatos del Departamento de Economía de la Universidad de Chile, a través de la Encuesta de Protección Social (EPS) aplicada en los años 2002, 2004 y 2006.

Este estudio, que cuenta con una muestra longitudinal inicial de 11.367 individuos (afiliados al sistema previsional) seguidos los tres años mencionados, tiene como característica principal ser “el esfuerzo más sistemático y riguroso de levantamiento de información sobre el mercado laboral chileno” (Behrman et al. (2008)). La muestra incluye un autoreporte de la dinámica en el mercado laboral, con una caracterización de los empleos y periodos de desocupación o inactividad registrados desde 1980, además de una caracterización de los padres de los entrevistados y su vinculación con el mercado laboral, la composición del hogar donde creció el entrevistado e información detallada sobre su educación, salud, patrimonio, aversión al riesgo, variables demográficas, entre muchas otras.

El cuadro 4 en el anexo muestra el total de empleados, desempleados, cesantes e inactivos en los meses del periodo a considerar; 2002-2006. Del total de individuos, 45,6% corresponde a mujeres y el 54,4% a hombres. De ellas, un poco más del 50% ha trabajado durante el periodo 2002-2006 versus casi el 80% en el caso de los hombres. Los meses con mayor trabajo son diciembre, enero, febrero y marzo, que en promedio corresponde al 66,4% de la muestra. El resto de los meses se reporta que el 65,2% de los entrevistados trabaja. Es interesante destacar, que en promedio el 10,1% de la muestra está cesante, sólo el 0,2% desempleada y 25,1% inactiva.

La importancia de estos cuatro estados laborales y no sólo empleado-desocupado, radica en que los inactivos esconden poderosa información sobre el mercado laboral, ya que son parte de la población en edad de trabajar y por ende, de la tasa de empleo. Tenemos que el 66,1% de ellos son mujeres y sólo el 33,9% hombres. Éstos se declaran inactivos, principalmente, por jubilación (61,7%) y enfermedad o discapacidad (21,4%), en cambio las mujeres por quehaceres del hogar (33,7%), jubilación (21,6%) y cuidado de niños (15,4%). No obstante su importancia, cabe recalcar que ellos no son el centro de esta investigación ⁸.

⁸Cabe recalcar además que, a 567 inactivos se les dio un tratamiento especial, ya que aparentemente existe confusión entre cesantía e inactividad, por lo que sus historias de inactividad se

Además, los datos nos permiten tener una caracterización completa de los empleos que ha tenido el entrevistado en cuanto a tipo, categoría ocupacional, oficio, contratos, sindicatos y cotizaciones⁹. El 80,1 % de los empleos son permanentes y el 12,6 % temporal. Estos últimos, se incrementan entre los meses de octubre y marzo, para luego empezar a declinar; lo que coincide con las épocas de temporeros en las labores agrícolas en Chile. Si se analiza la categoría ocupacional, se observa que el 61,3 % de la muestra es empleado u obrero del sector privado y sólo el 5,2 % es patrón o empleador. Dentro de este selecto grupo, el 74,6 % corresponde a hombres y sólo el 25,4 % a patronas. En cambio, las actividades donde las mujeres sí son protagonistas, son servicio doméstico y familiar no remunerado. Por otro lado, los oficios varían ampliamente, 20,8 % trabaja como personal no calificado, 18,8 % como técnico o profesional y el resto como trabajadores de servicio, agropecuarios, operarios o pertenecen a las Fuerzas Armadas. Las mujeres trabajan principalmente en trabajos de servicio y vendedores, así como también como trabajador no calificado. Los hombres lo hacen en mecánica, operación de máquinas y como trabajador no calificado. En otro aspecto, se destaca que el 85,3 % reporta haber firmado contrato y sólo el 14 % no tiene o aún no lo ha firmado. La cantidad de hombres que tiene contrato es levemente mayor al de las mujeres. Estas cifras, son básicamente las mismas a las respuestas que otorga el entrevistado cuando se le pregunta sobre sindicatos. Finalmente, viendo las cotizaciones de los entrevistados, se ve que el 27,7 % no ha cotizado, 68,8 % ha cotizado en AFP y el resto 3,5 % ha cotizado en INP, CAPREDENA, DIPRECA u otra. Adicionalmente, es posible crear una variable de experiencia laboral efectiva, a partir de la historia laboral acumulada desde 1980 de cada uno de los individuos.

En lo que respecta a tasas de desempleo, es interesante comparar la tasa de desempleo y empleo de la sub-muestra Panel-EPS con la del Instituto Nacional de Estadística (INE). Hay que recalcar que el cálculo de las estimaciones del INE se efectúa sobre la base de periodos móviles trimestrales en los cuales se considera el mes en proceso y los dos meses anteriores. Además, es representativa a nivel nacional. La tasa de desocupación de la sub-muestra de la EPS se crea a partir del reporte de las situaciones laborales del entrevistado, que en este caso, están todos afiliados al sistema previsional, por lo que son universos diferentes. Los cuadros 10 y 11 del anexo muestran la tasa de desocupación y de empleo del Panel-EPS

modificaron por periodos de cesantía, dado la duración de éstas y motivo de inactividad.

⁹Ver desde el cuadro 5 hasta el cuadro 9 del anexo para estadísticas más detalladas.

y del INE, en forma mensual, para los años de interés. Se aprecia que la tasa de desocupación de la muestra es mayor y más estable que la reportada por el INE. Una posible explicación radica en que la sub-muestra utilizada considerada sólo trabajadores que cotizan, por tanto, es razonable pensar y suponer que el desempleo en esta muestra se mantenga relativo a la tasa del INE, más estable.

Por otro lado, es posible caracterizar de forma bastante completa a los individuos en términos de variables observables, ya que a partir de la EPS se puede conocer al entrevistado desde un punto de vista social, demográfico y cultural. En efecto, podemos obtener de cada entrevistado información de sus padres y del hogar donde se crió, su edad, sexo, escolaridad y la calidad de ella, región en que vive y su condición de jefe de hogar, su salud, estado civil, hijos e idea de hijos futuros, patrimonio y un horizonte de planificación dado en conjunto con la aversión al riesgo.

Analizando en *background* social, podemos ver que en el 93,6 % de los casos, los entrevistados fueron criados por su madre biológica y en el 88,1 % por su padre biológico. La figura materna que tiene el entrevistado, ya sea biológica o no, tiene en promedio 6,7 años de escolaridad y un 45,9 % trabajó durante la crianza del entrevistado¹⁰. En cambio, la figura paterna, tiene en promedio 7,4 años de escolaridad y un 98,7 % trabajó. Además, el 52,3 % de los casos caracterizaría la situación económica del hogar donde creció como buena y 41,4 % como pobre. Por último, se señala que el 92,1 % de los entrevistados tuvo otro menor en el hogar donde se crió.

El 68 % de los miembros de la base tiene entre 25-54 años de edad. De los de mayor edad, de 65 años hacia arriba, un 77,1 % es inactivo, en cambio lo más jóvenes entre 25-54 años trabaja en promedio 78,9 % de ellos. La cantidad de hombres y mujeres por tramo de edad es similar, así como también la escolaridad¹¹. Los hombres reportan 9,4 años de escolaridad y las mujeres 9,9 años. Se ve que el 84,2 % de la muestra cursó su educación básica en una dependencia municipal, fiscal o pública, el 78,8 % en una zona urbana y 97,6 % con jornada diurna, por lo tanto, la educación básica es bastante homogénea -en cuanto a estas características- dentro de la muestra. Esta variable se usa como proxy de la calidad de la educación.

¹⁰La figura materna puede ser madre biológica o adoptiva o tutora, ya sea conviviente del padre, hermana, tía, abuela o cuñada. Lo mismo para el caso de la figura paterna.

¹¹En promedio, los hombres tienen 46,5 años y las mujeres 46,1 años de edad.

La región de residencia de los entrevistados es principalmente la metropolitana, octava y quinta. El 60% es jefe de hogar, el 53,7% está casado y el 21,8% soltero, tiene en promedio 2,3 hijos y sólo el 21,2% quiere tener hijos en el futuro. Notablemente, el 64,4% goza de buena salud¹².

Por último, se observa que el 68,6% es averso al riesgo y sólo un 7,1% es amante al riesgo, pero que a pesar de esa condición, la mayoría (86,4%) tiene un horizonte de planificación muy corto, de meses o un año. Además, se reporta el patrimonio neto del entrevistado y sus posibilidades de financiar seis meses de su ingreso; sólo el 33% es capaz de hacerlo.

Dado lo anterior, se tiene una potencial y atractiva fuente de datos, sin embargo, el método de estimación requiere que el estado laboral del individuo haya cambiado por lo menos una vez en el transcurso del periodo 2002-2006 y que la base completa esté libre de *missings values* y de inconsistencias tanto en la variable dependiente como en los controles. La EPS 2006 fue tomada gradualmente desde octubre de ese año, por ende existen varios *missings values* al final de la muestra por el escalonamiento en las respuestas de los individuos. Es por esto, que se decide considerar el periodo desde enero de 2002 hasta septiembre de 2006. Esperando tener una base de a lo menos 2000 individuos, se decide por los siguientes controles: sexo, edad, jefe de hogar, estado civil, escolaridad y dependencia básica, región, hijos, salud, previsión, tipo de hogar donde nació, experiencia laboral y la tasa de desempleo y empleo del INE.

La base final queda compuesta por 2.236 individuos, de los cuales el 62,4% son hombres, más que en la base completa. El 83,9% tiene entre 25 y 54 años de edad y 55,9% es jefe de hogar. Se tiene menos individuos casados (46,3%) y más solteros (28,9%). En promedio, la muestra tiene 9,8 años de escolaridad, con mujeres más educadas que los hombres, igual que en el caso anterior. Además, la mayoría cursó la educación básica en una dependencia municipal. Las regiones de residencia de los entrevistados siguen siendo principalmente la metropolitana, octava y quinta, sin embargo, tienen en promedio menos hijos, sólo 1,9. Un porcentaje mayor goza de buena salud (70%), pero más individuos caracterizarían el hogar donde nació como pobre y menos como bueno.

¹²Esta variable es un autoreporte del individuo sobre la percepción de su estado de salud, que fue catalogada como buena o mala.

Dicho lo antepuesto, los resultados y conclusiones que se presentan en la siguiente sección son aplicables a la muestra y supuestos considerados en el estudio y por lo tanto, no pueden ser extrapolables a la población chilena total.

5. Resultados y análisis

Dada la atractiva base de datos que se tiene, es posible hacerla más interesante aún si se transforma a frecuencia mensual. Esto se puede llevar a cabo, ya que la forma en que las historias laborales son reportadas por los entrevistados lo permite. Al hacerlo se aprovechan dos ventajas relevantes. Primero, se contaría con más observaciones y por tanto, las estimaciones serían más eficientes. Y segundo, se tendría un $T > 8$, lo que permitiría que el estimador de [Carro \(2007\)](#) funcione bien, es decir, se lograría disminuir el sesgo del estimador MLE. Sin embargo, utilizar las historias laborales mensuales podría tener desventajas, ya que no es clara la causalidad de las variables explicativas sobre los estados laborales, debido a la alta volatilidad de estos últimos. En otras palabras, que un individuo esté desempleado en un mes específico puede que no se deba sólo a sus características, sino que también a un componente de volatilidad, por lo que la causalidad sería poco capturable con esta técnica. Dicho lo anterior, en esta sección se presentan los resultados de las estimaciones con datos en frecuencia mensual, pero además en el anexo se presentan las estimaciones con datos anuales con el fin de comprobar si con ellos la causalidad es más clara.

Adicionalmente, dado que la dinámica del mercado laboral de los hombres y el de las mujeres en Chile es muy diferente, principalmente por la poca participación que tienen ellas dentro del mercado, las variables que determinan las decisiones laborales influyen de forma disímil. Es decir, si se realiza un análisis conjunto de la dinámica laboral se podrían mezclar o cancelar los efectos de los controles, por lo que no se encontraría causalidad significativa y/o clara. Es por esta razón, que se hacen estimaciones separadas para hombres y mujeres¹³. La muestra de hombres se restringe a mayores de 25 y menores de 60 años, para así evitar la volatilidad de hombres jóvenes. No se hace para el caso de las mujeres, por el pequeño tamaño de la muestra.

¹³La estimación conjunta se llevó a cabo y se obtiene lo mencionado.

Antes de presentar los resultados es necesario aclarar el siguiente punto. Si bien es cierto que en la sección metodología se planteó que el estimador de Carro (2007) es óptimo para la especificación, su aplicación con los datos de la muestra EPS no se pudo llevar a cabo, aunque los esfuerzos no fueron pocos. En primera instancia, Jesús Carro facilitó su programa en Fortran con el cual llevó a cabo las estimaciones en su paper del 2007. Al mismo tiempo, se contó con sus sugerencias y apoyo en todo el proceso de intento de aplicación de su estimador. Finalmente, se adapta el código de Carro a los datos tanto en lenguaje Fortran como Gauss. Sin embargo, los esfuerzos no dieron resultados, ya que el estimador no pudo implementarse básicamente por problemas de cálculo de la segunda derivada del *score* modificado. Es más, ni siquiera el ejercicio de Monte Carlo de Carro (2007) con datos artificiales se pudo desarrollar con éxito por el mismo problema enunciado. La experiencia fue negativa por ese lado, pero se logra por otro identificar que efectivamente el estimador no es robusto a los datos utilizados y su futura implementación exitosa radica en que no falle el cálculo de la segunda derivada numérica del *score* modificado.

No obstante, dado que se cuenta con datos mensuales con $T > 8$ y anuales con $T = 5$, el estimador de MMLE (MLE Modificado) y el MLE funcionan igual (con el mismo sesgo) en el último caso. Por lo tanto, si se cree en el argumento de que la estimación con datos anuales provee una causalidad más clara, dejar de aplicar Carro (2007) no significa una pérdida fundamental, no así en el caso con datos mensuales.

A partir de la sección metodología, se debe recordar que las estimaciones que se llevan a cabo corresponden a un *logit* condicional y a un modelo *logit* dinámico sin y con efecto fijo, tanto para los datos mensuales como anuales. Cabe destacar que para generar la variable estado laboral para datos anuales se considera lo siguiente: valor 1 si el individuo estuvo empleado seis meses o más en el año respectivo y valor 0 si estuvo desempleado más de seis meses.

Los resultados del panel mensual para hombres y mujeres se presentan en el cuadro 1 y 2 respectivamente. El panel anual para ambos sexos, a modo de comparación, se encuentra en el anexo, en los cuadros 12 y 13 respectivamente.

Cuadro 1: Estimación del panel mensual para hombres entre 25 y 60 años

Variable dependiente: empleado=1,desempleado=0			
	<i>Logit condicional</i> con efecto fijo	<i>Logit dinámico</i> sin efecto fijo	<i>Logit dinámico</i> con efecto fijo
Jefe de hogar	0.672 (14.59)**	0.226 (5.26)**	0.394 (5.10)**
Edad	0.002 (0.23)	-0.012 (6.36)**	0.061 (5.33)**
Escolaridad	-0.029 (1.99)*	0.024 (4.77)**	-0.023 (0.99)
Hijos	0.242 (4.26)**	0.01 (0.9)	0.177 (1.88)
Salud	0.297 (9.44)**	0.15 (4.03)**	0.233 (4.46)**
Persistencia		5.467 (166.46)**	5.069 (150.93)**
Regiones			
Tarapacá		-0.079 (0.74)	-0.143 (0.14)
Antofagasta		0.114 (0.79)	2.726 (1.22)
Atacama		0.07 (0.51)	2.638 (1.21)
Coquimbo		0.109 (1.16)	1.352 (1.54)
Valparaíso		-0.024 (0.38)	0.656 (0.85)
O'Higgins		0.142 (1.63)	-1.478 (1.52)
Maule		0.004 (0.07)	0.382 (0.47)
Biobío		-0.161 (3.24)**	-1.939 (1.95)
Araucanía		-0.224 (3.24)**	-16.405 (7.44)**
Los Lagos		-0.183 (3.03)**	-16.051 (7.13)**
Aysén		-0.1 (0.47)	-1.386 (0.77)
Magallanes y Antártica chilena		-0.014 (0.05)	1.374 (0.82)
Constante		-2.132 (20.84)**	-3.948 (2.55)*
Observaciones	79515	79515	79515
Estadístico t entre paréntesis			
* Significativo al 5 %;		** significativo al 1 %	

En la estimación del panel mensual para el caso de los hombres, el *logit* condicional muestra que ser jefe de hogar, tener hijos y buena salud influyen positivamente en la probabilidad de estar empleado. A mayor escolaridad que tenga el entrevistado, en cambio, la probabilidad de estar empleado disminuye. Todos los parámetros anteriores son significativos. En esta especificación el parámetro de la edad no es significativo. Es claro que en este caso no es posible obtener los parámetros para aquellas variables que no varían en el tiempo o que son binarias.

Cuando se incorpora el rezago, sin considerar efecto fijo en el modelo *logit* dinámico, se rescata el parámetro de persistencia. Se destaca su considerable magnitud, ya que es el mayor de todos los controles y significativo al 1 %. Además, es positivo, lo que indica que el hecho de haber estado empleado el año anterior influye positivamente en la probabilidad de estar empleado en el periodo actual. Una razón económica de lo anterior señala que permanecer empleado mantiene o potencia las habilidades y motivación personal del individuo, lo que lo hace más propenso a ser contratado por las firmas y por ende, que esté empleado el año

siguiente. Asimismo, en el sentido inverso se tiene a los desempleados, que se han depreciado en términos de capital humano y combinado con la frustración de no encontrar empleo, la posibilidades de estar empleado son aún menores.

Los parámetros de jefe de hogar y salud, tienen la misma significancia y signo que en el caso anterior. La escolaridad se vuelve significativa al 1% y positiva, aunque es de pequeña magnitud. La edad también se vuelve significativa, con signo negativo, lo que explica que a mayor edad menor es la probabilidad de estar empleado.

Los resultados del *logit* dinámico con efecto fijo en el panel mensual para el caso de los hombres, muestran que el parámetro asociado a persistencia resulta nuevamente positivo, estadísticamente significativo y de gran magnitud. Esto remarca que efectivamente el componente de “*true state dependence*” está presente y que es, relativo a los demás parámetros, importante. Por ende, la interpretación anterior aplica también en esta estimación.

Al parecer, el número de hijos siempre aumenta la probabilidad de estar empleado. Sin embargo, el parámetro no es importante en magnitud y tampoco significativo.

Lo que sí tiene efecto significativo y positivo, es si el hombre es jefe de su hogar. Esto puede deberse a que si es jefe del hogar tiene mayores responsabilidades que lo lleven a esforzarse más para conseguir un empleo o bien para permanecer en uno. Además, en esta especificación tener mayor edad aumenta la probabilidad de empleo.

En términos de bienestar físico, un hombre con buena salud tiene una mayor probabilidad de estar empleado que uno con mala salud, lo que es relativamente directo de entender. El parámetro es significativo al 1%.

El parámetro de escolaridad resulta tener un efecto negativo y pequeño, pero es no significativo cuando se controla por efecto fijo. Su no significancia no es del todo sorprendente porque se esperaría que una mayor escolaridad, manteniendo lo demás constante, tenga un efecto positivo sobre la probabilidad de estar empleado. Sin embargo, solamente se ve la probabilidad de estar en cada estado laboral sin controlar por la calidad del empleo, por lo que es esperable que la escolaridad

no juegue un papel fundamental en la probabilidad de encontrar cualquier tipo de trabajo¹⁴.

En cuanto a las regiones, dejando como base a la región Metropolitana, se tienen los siguientes resultados significativos: vivir en la novena o décima región, disminuye la probabilidad de estar empleado. Una posible explicación radica en que la capital de Chile provee mayores oportunidades laborales, ya que la acción productiva está muy centralizada en torno a ella. Controlar por región es importante, ya que permite tener en cuenta las características específicas del lugar de residencia, como mercado laboral, sistema productivo, nivel de urbanización, ambiente social y cultural, los cuales son relevantes para la condición laboral del individuo¹⁵.

Es importante destacar que en estimaciones preliminares se incluyen controles adicionales, pero se descartan básicamente por no significancia y distorsión de los demás parámetros¹⁶. Un control importante que se descarta es la experiencia laboral. Esta variable se construye de acuerdo a la historia laboral efectiva del individuo que tuvo entre los años 1980 y 2001, por lo tanto no es la experiencia potencial de él. Esta variable, que vista de otro modo equivale a la persistencia laboral acumulada que ha tenido el individuo, no es considerada, ya que adiciona mayor sesgo e inconsistencias en las estimaciones MLE dinámico y con efecto fijo (Carro (2007)).

¹⁴No es posible controlar por calidad de empleo, porque sólo lo reportan los que se encuentran trabajando. Otra forma sería considerar la profesión del individuo, pero dado que mucho más de la mitad de la muestra obtenida tiene a lo más educación media (la mediana de años de escolaridad es 10), no es posible hacerlo. Es decir, el grueso de los individuos se desenvuelve en empleos no calificados. En parte, la escolaridad logra captar entonces la calidad del empleo.

¹⁵Otra forma de capturar el efecto región sería utilizar la tasa de desempleo regional, no obstante, se cree que la variable región encompassa a ésta última.

¹⁶Estos son estado civil (correlacionada con jefe de hogar), dependencia básica, previsión y tipo de hogar donde se crió. Además, se descarta la tasa de empleo y desempleo de INE (no tiene variabilidad a través de los individuos).

Cuadro 2: Estimación del panel mensual para mujeres

Variable dependiente: empleado=1,desempleado=0			
	<i>Logit condicional con efecto fijo</i>	<i>Logit dinámico sin efecto fijo</i>	<i>Logit dinámico con efecto fijo</i>
Jefe de hogar	0.533 (12.72)**	0.197 (4.23)**	0.343 (4.51)**
Edad	0.077 (8.88)**	0.005 (1.88)	0.06 (4.09)**
Escolaridad	-0.06 (3.04)**	0.019 (2.69)**	-0.031 (0.92)
Hijos	-1.2 (13.75)**	-0.027 (1.64)	-0.758 (5.73)**
Salud	0.174 (4.53)**	0.139 (2.98)**	0.067 (0.96)
Persistencia		5.574 (136.04)**	5.185 (122.85)**
Regiones			
Tarapacá		-0.273 (2.58)**	-18.484 (8.86)**
Antofagasta		0.064 (0.41)	-15.439 (7.41)**
Atacama		0.046 (0.26)	-17.236 (7.62)**
Coquimbo		-0.177 (1.53)	-18.206 (8.38)**
Valparaíso		-0.02 (0.27)	16.962 (6.23)**
O'Higgins		-0.263 (2.86)**	-0.966 (0.94)
Maule		-0.213 (2.63)**	-18.911 (8.34)**
Biobío		-0.173 (2.75)**	-15.87 (7.40)**
Araucanía		-0.171 (1.49)	-16.902 (7.92)**
Los Lagos		0.079 (0.98)	3.857 (2.62)**
Aysén		0.146 (0.77)	-19.027 (8.95)**
Magallanes y Antártica chilena		-0.108 (0.63)	-18.234 (8.66)**
Constante		-2.773 (19.51)**	14.841 (6.83)**
Observaciones	47937	47937	47937
Estadístico t entre paréntesis			
* Significativo al 5 %; ** significativo al 1 %			

En el caso de las mujeres, el *logit* condicional arroja prácticamente los mismos resultados que en el caso de los hombres, sin embargo, el parámetro de la edad es significativo e interesantemente el parámetro de la variable hijos es negativo y significativo al 1 %.

La persistencia en el modelo *logit pooled* es importante en magnitud y significativa al 1 %, al igual que en el caso de los hombres. Los parámetros de jefe de hogar y salud tienen la misma significancia y signo que en el modelo anterior, sin embargo, la escolaridad pasa a ser positiva y significativa. La edad y los hijos pasan a ser no significativos.

El modelo *logit* dinámico con efecto fijo sigue mostrando alta “*true state dependence*”. Su magnitud es el de mayor tamaño y significativo al 1 %. El parámetro de los hijos es significativo y relativo a los demás controles, mayor. Este es el hallazgo más importante que se encuentra en las estimaciones de las mujeres, debido a que, en directa línea con la intuición, los hijos afectan negativamente la probabilidad

de empleo de las mujeres en las tres especificaciones.

Al igual que para el caso de los hombres, ser jefa de hogar y tener mayor edad aumenta la probabilidad de trabajar; la escolaridad no la afecta. Por el contrario, el efecto que tienen la mayoría de las regiones, exceptuando la séptima en la probabilidad de que las mujeres estén empleadas es significativo. Por lo tanto, vivir fuera de la capital empeoraría las condiciones laborales para hombres y mujeres.

Finalmente, se tiene que las estimaciones del panel mensual y anual son relativamente similares, sin embargo, difieren en la significancia de los parámetros y signos de algunos de ellos. A pesar de su similitud, se cree que efectivamente un panel mensual puede aportar mucho más en información que uno anual y es por esto que todas las interpretaciones se basan en el cuadro 1 y 2.

Dada la estimación del modelo *logit* dinámico con efecto fijo, es posible obtener probabilidades interesantes para el estudio de la siguiente manera recursiva. Para el punto de partida tenemos que:

$$Pr(y_{i1} = 1|y_{i0}, \eta_i, x_{i1}) = F(\alpha y_{i0} + \beta x_{i1} + \eta_i)$$

y para los años restantes:

$$Pr(y_{it} = 1|y_{i0}, \eta_i, x_{it}) = Pr(y_{it-1} = 1|y_{i0}, \eta_i, x_{it})(F(\alpha + \beta x_{it} + \eta_i) - F(\beta x_{it} + \eta_i)) + F(\beta x_{it} + \eta_i)$$

Los resultados de estas estimaciones se encuentran en el cuadro 3, donde se considera tanto una mujer como un hombre jefe de hogar, con buena salud y perteneciente a la región Metropolitana. Los efectos fijos considerados son los promedios de los efectos fijos estimados, tanto para hombres como para mujeres. Los demás controles también corresponden a los promedios muestrales mensuales para cada año. Dado que son probabilidades recursivas, es necesario estimar cada una de forma mensual para obtener el efecto anual. Se muestran las probabilidades de estar desempleado en junio de cada año, dado el estado laboral de junio de 2001.

Cuadro 3: Probabilidades recursivas

Para hombres de la RM con controles promedio por año	
$Pr(y_{i,2002,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.32$	$Pr(y_{i,2002,6} = 0 y_{i,2001,6} = 0) = 0.70$
$Pr(y_{i,2003,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.46$	$Pr(y_{i,2003,6} = 0 y_{i,2001,6} = 0) = 0.52$
$Pr(y_{i,2004,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.45$	$Pr(y_{i,2004,6} = 0 y_{i,2001,6} = 0) = 0.46$
$Pr(y_{i,2005,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.43$	$Pr(y_{i,2005,6} = 0 y_{i,2001,6} = 0) = 0.43$
$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.40$	$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001,6} = 0) = 0.40$
Variación en edad en el 2006	
$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.40$	$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001} = 0) = 0.40$
Variación en educación en el 2006	
$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.41$	$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001} = 0) = 0.41$
Variación en el número de hijos	
$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.40$	$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001} = 0) = 0.40$

Para mujeres de la RM con controles promedio por año	
$Pr(y_{i,2002,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.19$	$Pr(y_{i,2002,6} = 0 y_{i,2001,6} = 0) = 0.57$
$Pr(y_{i,2003,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.28$	$Pr(y_{i,2003,6} = 0 y_{i,2001,6} = 0) = 0.33$
$Pr(y_{i,2004,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.28$	$Pr(y_{i,2004,6} = 0 y_{i,2001,6} = 0) = 0.29$
$Pr(y_{i,2005,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.27$	$Pr(y_{i,2005,6} = 0 y_{i,2001,6} = 0) = 0.27$
$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.26$	$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001,6} = 0) = 0.26$
Variación en edad en el 2006	
$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.26$	$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001} = 0) = 0.26$
Variación en educación en el 2006	
$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.26$	$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001} = 0) = 0.26$
Variación en el número de hijos	
$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001,6} = 1) = 0.31$	$Pr(y_{i,2006,6} = 0 y_{i,2001} = 0) = 0.31$

Para el caso de los hombres se tiene que: la probabilidad de estar desempleado en junio de 2002, dado que estuvo empleado en junio de 2001 es de 32 %, en cambio si estuvo desempleado el 2001 es de 70 %. En este caso, claramente el estado laboral inicial importa. No obstante, se puede notar que a medida que pasan los años estas probabilidades se van homogeneizando, es decir, la importancia del estado laboral inicial va desapareciendo. En otras palabras, lo anterior se puede interpretar de la siguiente manera: existe persistencia del estado inicial en el corto

plazo (de un año al otro), no así en el mediano plazo.

Por otro lado, un año más de edad en el 2006 aumenta marginalmente la probabilidad de estar empleado, pasando de 39,9 % a 40,4 %.

Viendo a las mujeres, se puede notar que las probabilidades son mucho más bajas que las de los hombres, lo que refuerza la idea anteriormente señalada relativa a que la dinámica laboral de las mujeres es totalmente diferente a la de los hombres, sobretodo en Chile. A pesar de estas bajas probabilidades, la dinámica condicional al estado inicial es similar al caso de los hombres, donde la persistencia laboral inicial se diluye.

Analizando los efectos marginales, en directa relación con la interpretación de los parámetros, se tiene que el aumento en un hijo provoca un aumento en la probabilidad de estar desempleada el 2006 independiente del estado laboral inicial del 2001 (de 26 % a 31 %). Lo anterior muestra que los hijos son parte importante en la condición laboral de las mujeres y por ende, el tema “hijos” debería ser abordado por las políticas públicas dirigidas a ellas con el objetivo de cambiar su condición laboral.

6. Conclusiones

Usando una de las fuentes de información longitudinal más importante de Latinoamérica, la Encuesta de Protección Social para los años 2002, 2004 y 2006, se intenta identificar las causas microeconómicas del desempleo en Chile. El objetivo principal es cuantificar, a través de un panel dinámico con variable dependiente limitada, el efecto de características individuales y persistencia del desempleo, controlando por heterogeneidad no observada, sobre el estado de empleado-desocupado a nivel individual en Chile.

Las principales conclusiones que se obtienen con un *logit* dinámico con efecto fijo son las siguientes:

Existe alta “*true state dependence*” del estado laboral, tanto para hombres como para mujeres. Esto quiere decir que haber vivido periodos de empleo (desocupación) el año anterior, afecta positivamente las probabilidades de estar em-

pleado (desocupado) el año siguiente. Sin embargo, la persistencia de la condición inicial se observa sólo en el corto plazo.

Por otro lado, las características individuales que más afectan la condición laboral de los hombres son ser jefe de hogar (positivamente), edad (positivamente) y salud (positivamente). Y para las mujeres es principalmente los hijos (negativamente), pero también ser jefa de su hogar y tener mayor edad aportan positivamente a la probabilidad de estar empleada.

En ambos casos la región de residencia influye de manera significativa.

Referencias

- ARELLANO, M. Y B. HONORÉ (2001): *Panel Data Models: Some Recent Developments*, en: J.Heckman and E.Leamer (eds.), *Handbook of Econometrics*, capítulo 53, páginas 3229-3296. 9
- ARRELANO, M. Y R. CARRASCO (2003): “Binary choice panel data models with predetermined variables,” *Journal of Econometrics*, 115, 125–157. 8
- ARULAMPALAM, W., A. BOOTH, Y M. TAYLOR (2000): “Unemployment persistence,” *Oxford Economic Papers*, 52, 24–50. 6
- BEHRMAN, J., D. BRAVO, O. MITCHELL, P. TODD, Y J. VÁSQUEZ (2008): “Encuesta de Protección Social 2006: Presentación General y Principales Resultados,” *www.proteccionsocial.cl*, 1–113. 11
- CARRO, J. (2007): “Estimating dynamic panel data discrete choice models with fixed effects,” *Journal of Econometrics*, 503–528. 4, 10, 15, 16, 19
- CARROLL, N. (2007): “Unemployment and Psychological Well-being,” *Economic Record*, 83.
- CHAMBERLAIN, G. (1984): *Panel data*, en: Z.Griliches and M.D.Intriligator (eds.), Elsevier Science, Amsterdam. 9
- CORCORAN, M. Y M. HILL (1985): “Reoccurrence of Unemployment Among Adult Men,” *Journal of Human Resources*, 20. 5
- COWAN, K., A. MICCO, A. MIZALA, C. PAGÉS, Y P. ROMAGUERA (2005): “Un Diagnóstico del Desempleo en Chile,” *Centro de Microdatos, Universidad de Chile*. 7

- FLAIG, G., G. LICHT, Y V. STEINER (1993): *Testing for State Dependence Effects in a Dynamic Model of Male Unemployment Behaviour*, en: Bunzel, H., Jensen, P. and N. Westergaard-Nielsen (eds.), Panel data and labour market dynamics, Amsterdam: North Holland. 6
- GREGG, P. Y E. TOMINEY (2004): "The Wage Scar from Youth Unemployment," *CMPO Working Paper Series*, 1–49. 6
- HECKMAN, J. (1981a): *Heterogeneity and State Dependence*, en: Rosen, S.(Ed.), Studies of Labor Markets. The National Bureau of Economic Research, The University of Chicago Press. 4, 5
- (1981b): *Statistical Models for Discrete Panel Data*, Capítulo 3 en: Manski, C.F., McFadden, D. (Eds.), Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications. MIT Press, Cambridge, MA. 4
- HECKMAN, J. Y G. BORJAS (1980): "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence," *Economica*, 47, 247–283. 5
- HONORÉ, B. (2002): "Nonlinear Models with Panel Data," *CAM Working Papers*, 2, 1–21.
- HONORÉ, B. Y E. KYRIAZIDOU (2000): "Panel Data Discrete Choice Models with lagged Dependent Variables," *Econometrica*, 68, 839–874. 10
- HYSLOP, D. (1999): "State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation Behavior of Married Women," *Econometrica*, 67, 1255–1294. 5
- JACOBSON, L., R. LALONDE, Y D. SULLIVAN (1993): "Earnings losses of displaced workers," *American Economic Review*, 83, 685–709.
- MARKS, G. Y N. FLEMMING (1998): "Factors Influencing Youth Unemployment in Australia: 1980-1994. Longitudinal Surveys of Australian Youth. Research Report." *Australian Council for Educational Research, Victoria*, 1–52. 6
- MÜHLEISEN, M. Y K. ZIMMERMANN (1994): "A panel analysis of job changes and unemployment," *European Economic Review*, 38, 793–801. 6
- NARENDRANATHAN, W. Y E. PETER (1993): "Influences of Past History on the Incidence of Youth Unemployment: Empirical Finding for the U.K.," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55. 6

- NEILSON, C. Y V. RUIZ-TAGLE (2007): “Worker Flows and Labor Dynamics in Chile: A Retrospective Story,” *Mimeo*. 7
- O’HIGGINS, N. (1997): “The challenge of youth unemployment,” *International Social Security Review*, 50, 63–93. 6
- P., F., M. LINDEBOOM, Y G. VAN DEN BERG (2009): “Persistencies in the Labour Market,” *IZA Discussion Papers, Free University Amsterdam*, 1–43.
- PETRONGOLO, B. (2001): “Reemployment Probabilities and Returns to Matching,” *Journal of Labor Economics*, 19, 716–741. 7
- RASCH, G. (1960): “Probabilistic Models for Some Intelligence and Attainment Test,” *Denmarks Paedagogiske Institut, Copenhagen*. 9
- (1961): “On the general laws and the meaning of measurement in psychology,” *Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability, University of California Press, Berkeley and Los Angeles*, 4, 321–333. 9
- STEVENS, A. H. (1997): “Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses,” *Journal of Labor Economics*, 15, 165–88. 5
- STEWART, M. B. (2007): “The Inter-related Dynamics of Unemployment and Low-wage Employment,” *Journal of Applied Econometrics*, 22, 511–531. 6, 7
- SUBSECRETARÍA DE PREVISIÓN SOCIAL, C. (2002): “Primera Encuesta de Protección Social en Chile,” *www.proteccionsocial.cl*.
- (2004): “Segunda Encuesta de Protección Social en Chile,” *www.proteccionsocial.cl*.
- (2006): “Tercera Encuesta de Protección Social en Chile,” *www.proteccionsocial.cl*.
- WOOLDRIDGE, J. (2005): “Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity,” *Journal of Applied Econometrics*, 20, 39–54.

7. Anexo

Cuadro 4: Estados laborales

Estados laborales 2002-2006							
Mes	Estado	2002	2003	2004	2005	2006	Total
Enero	Trabajando	7723	7343	7279	7328	7272	36945
	Desempleado	6	16	13	21	24	80
	Cesante	762	1153	1165	1073	1113	5266
	Inactivo	2741	2720	2775	2810	2823	13869
	Total	11232	11232	11232	11232	11232	56160
Febrero	Trabajando	7706	7344	7294	7320	7283	36947
	Desempleado	5	16	13	25	24	83
	Cesante	779	1144	1157	1080	1101	5661
	Inactivo	2742	2728	2768	2807	2824	13869
	Total	11232	11232	11232	11232	11232	56160
Marzo	Trabajando	7662	7326	7272	7320	7296	36876
	Desempleado	4	16	13	25	22	80
	Cesante	803	1147	1155	1073	1085	5263
	Inactivo	2763	2743	2792	2814	2829	13941
	Total	11232	11232	11232	11232	11232	56160
Abril	Trabajando	7533	7281	7237	7276	7262	36589
	Desempleado	4	15	12	25	22	78
	Cesante	893	1174	1172	1111	1113	5463
	Inactivo	2802	2762	2811	2820	2835	14030
	Total	11232	11232	11232	11232	11232	56160
Mayo	Trabajando	7414	7221	7204	7242	7237	36318
	Desempleado	2	15	12	26	21	76
	Cesante	994	1226	1204	1144	1131	5699
	Inactivo	2822	2770	2812	2820	2843	14067
	Total	11232	11232	11232	11232	11232	56160
Junio	Trabajando	7355	7197	7180	7212	7220	36164
	Desempleado	3	15	11	25	21	75
	Cesante	1035	1247	1226	1179	1147	5834
	Inactivo	2839	2772	2815	2816	2844	14086
	Total	11232	11231	11232	11232	11232	56159
Julio	Trabajando	7283	7186	7172	7195	7203	36039
	Desempleado	7	15	10	25	20	77
	Cesante	1150	1253	1232	1188	1162	5985
	Inactivo	2792	2777	2818	2824	2847	14058
	Total	11232	11231	11232	11232	11232	56159
Agosto	Trabajando	7289	7172	7190	7208	7195	36054
	Desempleado	13	15	9	24	19	80
	Cesante	1160	1265	1229	1179	1164	5997
	Inactivo	2770	2779	2804	2821	2854	14028
	Total	11232	11231	11232	11232	11232	56159
Septiembre	Trabajando	7264	7177	7204	7228	7187	36060
	Desempleado	13	15	9	24	19	80
	Cesante	1179	1258	1217	1157	1171	5982
	Inactivo	2776	2781	2802	2823	2855	14037
	Total	11232	11231	11232	11232	11232	56159
Octubre	Trabajando	7298	7205	7248	7247	7164	36162
	Desempleado	16	15	8	24	19	82
	Cesante	1180	1233	1185	1143	1140	5881
	Inactivo	2738	2778	2791	2818	2848	13973
	Total	11232	11231	11232	11232	11171	56098
Noviembre	Trabajando	7322	7262	7311	7274	7193	36362
	Desempleado	18	14	8	24	18	82
	Cesante	1169	1183	1138	1117	1108	5715
	Inactivo	2723	2772	2775	2817	2834	13921
	Total	11232	11231	11232	11232	11153	56080
Diciembre	Trabajando	7350	7285	7347	7285	5102	34369
	Desempleado	18	13	7	24	13	75
	Cesante	1149	1160	1111	1099	672	5191
	Inactivo	2715	2773	2767	2824	1706	12785
	Total	11232	11231	11232	11232	7493	52420

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPS.

Cuadro 5: Tipo de empleo

Tipo de empleo 2002-2006						
	2002	2003	2004	2005	2006	Total
Permanente	72132	70012	69738	69128	67177	348187
Temporal	9925	10898	10811	11820	11196	54650
A plazo fijo	2510	2099	2211	2296	2328	11444
Tarea o servicio	4472	3609	3742	3497	3509	18829
Otra	160	381	436	394	404	1775
Total	89199	86999	86938	87135	84614	434885

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPS.

Cuadro 6: Categoría ocupacional

Categoría ocupacional 2002-2006						
	2002	2003	2004	2005	2006	Total
Patrón o empleador	3213	3513	3610	6265	6258	22859
Trabajador por cuenta propia	15364	15050	15360	13666	13426	72866
Empleado u obrero del sector público	9846	9380	9377	10974	10638	50215
Empleado u obrero del sector privado	55750	54226	53839	52163	50331	266309
S. doméstico puertas afuera	824	613	564	509	482	2992
S. doméstico puertas adentro	3892	3959	3886	3245	3136	18118
Familiar no remunerado	258	234	273	241	273	1279
FF.AA y de Orden	52	24	29	72	70	247
Total	89199	86999	86938	87135	84614	434885

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPS.

Cuadro 7: Oficios laborales

Oficios 2002-2006						
	2002	2003	2004	2005	2006	Total
Personal directivo de la administración pública y privada	4114	3964	4046	1709	1484	15317
Profesionales científicos e intelectuales	6354	6644	6760	7045	6952	33755
Técnicos y profesionales nivel medio	6690	7063	6993	5911	5705	32362
Empleados de oficina	9552	8686	8707	10421	10231	47597
Trabajadores de servicio y vendedores de comercio	12794	12091	12064	14838	14525	66312
Trabajadores agropecuarios y pesqueros	5928	5179	5214	4556	4335	25212
Operarios, artesanos de artes mecánicas y otros oficios	15911	15331	15236	13695	13159	73332
Operadores de instalaciones, de máquinas y montadores	9578	9216	9107	9441	9325	46667
Trabajadores no calificados	17945	18159	18114	18382	17766	90366
FFAA	7	0	0	8	12	27
Total	88873	86333	86241	86006	83494	430947

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPS.

Cuadro 8: Sindicatos

¿Pertenece a un sindicato? 2002-2006						
	2002	2003	2004	2005	2006	Total
Sí	10848	12573	12238	14535	14030	64224
No	78228	74141	74428	72047	70063	368907
Total	89076	86714	86666	86582	84093	433131

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPS.

Cuadro 9: Cotizaciones

¿Ha cotizado? 2002-2006						
	2002	2003	2004	2005	2006	Total
Sí, AFP	63530	62171	61764	63806	61815	313086
Sí, INP	3489	2581	2439	2439	2225	13173
Sí, CAPREDENA	47	59	54	94	91	345
Sí, DIPRECA	99	119	108	162	152	640
Sí, otra caja	80	171	168	430	390	1239
Sí, no sabe donde cotizó	40	68	68	205	221	602
No cotizó	44878	20723	21248	19097	18817	124763
Total	112163	85892	85849	86233	83711	453848

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPS.

Cuadro 10: Tasa de desocupación

Tasa de desocupación 2002-2006 en %										
	2002		2003		2004		2005		2006	
	EPS	INE	EPS	INE	EPS	INE	EPS	INE	EPS	INE
Enero	10.5	8.8	14.0	8.5	14.2	8.4	13.7	8.6	14.8	7.7
Febrero	10.7	9.1	13.9	8.8	14.1	8.4	14.4	8.8	14.7	7.8
Marzo	10.9	9.6	14.0	9.2	14.2	9.2	14.3	9.1	14.5	8.4
Abril	11.8	9.6	14.3	9.6	14.4	9.9	14.8	9.4	14.8	8.6
Mayo	12.9	9.9	14.8	9.8	14.8	10.7	15.2	9.6	15.0	8.8
Junio	13.3	10.3	15.0	10.1	15.0	10.9	15.5	10.1	15.2	8.9
Julio	14.2	10.3	15.1	10.1	15.1	11.0	15.6	10.0	15.3	8.8
Agosto	14.2	10.5	15.3	10.4	15.0	11.2	15.5	10.1	15.4	8.5
Septiembre	14.4	10.6	15.2	10.4	14.9	11.1	15.3	9.8	15.4	7.9
Octubre	14.3	10.5	15.0	9.9	14.6	10.8	15.2	9.4	15.1	7.4
Noviembre	14.2	9.7	14.4	9.1	14.1	9.7	14.9	8.8	14.8	6.6
Diciembre	14.0	8.7	14.2	8.5	13.8	8.9	14.7	7.9	13.0	6.0

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPS y el INE.

Cuadro 11: Tasa de empleo

Tasa de empleo 2002-2006 en %										
	2002		2003		2004		2005		2006	
	EPS	INE	EPS	INE	EPS	INE	EPS	INE	EPS	INE
Enero	61.4	49.6	59.7	49.6	59.7	50.1	60.0	51.2	60.1	51.2
Febrero	61.3	49.0	59.7	49.6	59.7	50.0	60.2	50.9	60.2	51.2
Marzo	61.0	48.7	59.7	49.6	59.6	49.7	60.2	50.7	60.3	50.9
Abril	60.2	48.6	59.4	49.4	59.2	49.4	59.9	50.6	60.1	50.7
Mayo	59.3	48.2	59.0	49.5	59.0	49.0	59.7	50.4	59.9	50.4
Junio	59.0	47.8	58.9	49.0	58.8	48.7	59.5	50.1	59.7	49.9
Julio	58.7	47.8	58.8	48.7	58.8	48.3	59.4	49.9	59.6	49.7
Agosto	58.8	47.6	58.7	48.4	58.9	48.4	59.5	49.9	59.6	49.7
Septiembre	58.7	47.6	58.7	48.3	59.0	48.6	59.6	49.9	59.6	49.9
Octubre	59.0	48.1	59.0	48.7	59.3	49.3	59.7	50.1	59.7	50.3
Noviembre	59.2	48.8	59.4	49.5	59.8	50.2	59.9	50.4	60.0	50.8
Diciembre	59.4	49.5	59.7	50.1	60.1	51.1	60.1	51.0	63.6	51.3

Fuente: Elaboración propia a partir de la EPS y el INE.

Cuadro 12: Estimación del panel anual para hombres entre 25 y 60 años

Variable dependiente: empleado=1,desempleado=0			
	<i>Logit condicional</i> con efecto fijo	<i>Logit dinámico</i> sin efecto fijo	<i>Logit dinámico</i> con efecto fijo
Jefe de hogar	0.682 (3.95)**	0.454 (5.06)**	0.787 (3.87)**
Edad	-0.203 (7.72)**	-0.027 (6.21)**	-0.211 (7.08)**
Escolaridad	0.049 (1.29)	0.029 (2.81)**	0.055 (1.37)
Hijos	0.058 (0.23)	0.002 (0.09)	0.028 (0.11)
Salud	0.32 (2.91)**	0.282 (3.84)**	0.387 (3.16)**
Persistencia		2.032 (28.17)**	0.689 (7.72)**
Regiones			
Tarapacá		-0.019 (0.07)	-53.937 (16.26)**
Antofagasta		0.325 (1.08)	-69.791 (29.65)**
Atacama		0.203 (0.65)	-73.07 (29.00)**
Coquimbo		0.435 (2.31)*	19.756 (6.33)**
Valparaíso		-0.014 (0.11)	-0.928 (0.67)
O'Higgins		0.361 (2.24)*	-0.573 (0.24)
Maule		-0.119 (0.98)	-15.862 (4.81)**
Biobío		-0.28 (2.70)**	0.99 (0.7)
Araucanía		-0.497 (3.69)**	-21.178 (6.42)**
Los Lagos		-0.198 (1.53)	-21.898 (6.73)**
Aysén		-0.076 (0.17)	-72.272 (28.38)**
Magallanes y Antártica chilena		0.496 (0.93)	-74.776 (24.46)**
Constante		0.244 (1.03)	80.134 (25.46)**
Observaciones	3525	6660	3530
Estadístico t entre paréntesis			
* Significativo al 5 %; ** significativo al 1 %			

Cuadro 13: Estimación del panel anual para mujeres

Variable dependiente: empleado=1,desempleado=0			
	<i>Logit condicional</i> con efecto fijo	<i>Logit dinámico</i> sin efecto fijo	<i>Logit dinámico</i> con efecto fijo
Jefe de hogar	0.561 (4.21)**	0.277 (3.50)**	0.663 (4.39)**
Edad	-0.112 (4.08)**	0.003 (0.6)	-0.127 (4.14)**
Escolaridad	0.01 (0.24)	0.018 (1.56)	0.014 (0.31)
Hijos	-1.161 (4.17)**	-0.03 (1.11)	-1.376 (4.05)**
Salud	0.161 (1.32)	0.226 (2.95)**	0.212 (1.55)
Persistencia		1.866 (26.41)**	0.727 (8.15)**
Regiones			
Tarapacá		-0.265 (1.19)	40.095 (14.44)**
Antofagasta		-0.1 (0.36)	45.799 (22.29)**
Atacama		-0.245 (1)	42.977 (16.77)**
Coquimbo		-0.326 (1.86)	48.385 (24.07)**
Valparaíso		-0.128 (1.07)	19.25 (8.18)**
O'Higgins		-0.265 (1.94)	-17.732 (5.29)**
Maule		-0.254 (1.93)	43.276 (15.99)**
Biobío		-0.132 (1.2)	-15.892 (7.98)**
Araucanía		-0.344 (1.79)	-35.564 (10.91)**
Los Lagos		0.098 (0.62)	36.007 (11.62)**
Aysén		0.049 (0.11)	43.523 (15.84)**
Magallanes y Antártica chilena		-0.069 (0.19)	42.238 (14.06)**
Constant		-0.671 (2.80)**	-34.937 (11.40)**
Observations	3170	4905	3170
Estadístico t entre paréntesis			
* Significativo al 5 %; ** significativo al 1 %			