

¿Qué Debemos Pedirle a un Candidato?

Un Aporte a la Discusión en Torno a la Tasa de Desempleo [†]

Rómulo A. Chumacero [‡]

RESUMEN

Este documento presenta tres ejercicios complementarios entre sí para evaluar las discrepancias en estimaciones de la tasa de desempleo entre el Departamento de Economía de la Universidad de Chile y el Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Se demuestra que estas diferencias no se deben a la manera en que se pregunta la situación ocupacional a los encuestados. A su vez, se verifica que además de existir diferencias estadísticamente significativas en las series históricas de desempleo que computan ambas instituciones, existen también importantes discrepancias en la relación de las mismas y la tasa de crecimiento de la economía. Basándose en un modelo de optimización intertemporal se muestra que la tasa de desempleo de la Universidad de Chile se perfila como un candidato más útil para reflejar este fenómeno.

ABSTRACT

This paper presents three exercises in order to evaluate the discrepancies between the unemployment rate estimated by the Department of Economics of the University of Chile and the National Bureau of Statistics (INE). It is shown that the discrepancies can not be explained by differences on the questions for eliciting information on employment situation. Furthermore, we show that the historical differences among estimators are significant, but more importantly, that the dynamic relation between both rates and the rate of growth of the economy is also very different. Based on this observation and a theoretical model, we show that the unemployment rate reported by the University of Chile is a more useful candidate for characterizing the referred phenomenon.

JEL Classification: C12, C14, C15, E17, E24, E27, J64.

Keywords: Unemployment, Granger Causality, General Equilibrium, Indivisibilities.

Santiago, Septiembre de 1999

[†] Se agradecen los comentarios de Rodrigo Fuentes, Pablo García, Osvaldo Larrañaga, Ricardo Paredes y José Miguel Sánchez. También se agradece la eficiente colaboración de María Luisa Granda y Sergio Urzúa. Cualquier error es de mi exclusiva responsabilidad.

[‡] Departamento de Economía. Universidad de Chile. E-mail: rchumace@econ.uchile.cl.

1 Introducción

Hacia fines de 1998 se suscitó un fuerte debate debido a las importantes diferencias entre las tasas de desempleo abierto provenientes del Departamento de Economía de la Universidad de Chile y el Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Así, mientras que a partir de septiembre de 1998, la Universidad de Chile reportaba tasas de desempleo de dos dígitos (superiores a 11%), el INE reportaba tasas sistemáticamente menores, con diferencias cercanas a 4%.¹

Fruto de estas discrepancias, diversas “explicaciones” respecto a las causas de estas diferencias fueron ofrecidas por parte de las dos instituciones, autoridades gubernamentales y analistas de la coyuntura. Salvo escasas excepciones, extraña sin embargo, la virtual ausencia de criterios técnicos que permitan explicar estas diferencias.

Entre las explicaciones más frecuentes se encuentran:

- a) Diferencias en los cuestionarios (por lo que serían las distintas “percepciones” de los encuestados a distintas maneras de recabar información acerca de su situación ocupacional la que explicaría las diferencias).
- b) Diferencias en marcos muestrales.
- c) Diferencias en la forma en que se levantan las encuestas.

De todas estas explicaciones, la que parece haber sido recibida más favorablemente es la primera; sin embargo, esta presunción no fue verificada estadísticamente.² Independientemente de que existan diferencias entre los estimadores puntuales de tasas de desempleo, lo que interesa al usuario es evaluar cual de ellas (si alguna) constituye un indicador consistente de la tasa de desempleo. El objetivo de este trabajo es analizar estos temas.

¹ En este documento nos referimos a las discrepancias entre las tasas de estimadas para el Gran Santiago en el caso de Universidad de Chile y la Región Metropolitana en el caso del INE.

² El lector interesado en evaluar las diferencias específicas entre los cuestionarios de ambas instituciones puede remitirse a Bravo, et.al. (1999). En este documento nos remitimos a evaluar cuán plausible es la primera explicación.

El documento se organiza como sigue: La sección 2 evalúa la importancia de la explicación a) como fuente de la discrepancia entre las tasas de desempleo de la Universidad de Chile y el INE. La sección 3 desarrolla un análisis estadístico de las series históricas de desempleo de ambas instituciones. La sección 4 utiliza un modelo de equilibrio general para evaluar cuál de las tasas de desempleo (si alguna) es más consistente con la evolución observada de la economía. Finalmente, la sección 5 presenta las conclusiones.

2 La Importancia de la Pregunta

Parte de las explicaciones a las discrepancias en las cifras de desempleo entre el INE y la Universidad de Chile se centra en la manera en que se obtiene la información acerca de la situación ocupacional de los encuestados; en particular, la manera en que se realiza la pregunta. Se aduce que el cuestionario del INE cuenta con preguntas adicionales que hacen más difícil que una persona ocupada se autoclasifique como inactiva o desocupada.

Una manera directa de verificar cuán importante es la diferencia entre ambas tasas de desempleo es mediante la construcción de intervalos de confianza asociados a las estimaciones puntuales de ambas instituciones. Sin embargo, aún el contar con dichos intervalos no permite evaluar la importancia que tiene la pregunta de situación ocupacional como fuente de las diferencias entre las tasas de desempleo. La manera ideal para evaluar el mérito de esta explicación se daría si es que pudiese realizarse un experimento controlado en el que se hicieran encuestas con el mismo marco muestral a dos muestras independientes que se diferencien simplemente en las preguntas que se refieren a la situación ocupacional de los encuestados. De este modo, verificar si la manera de realizar la pregunta entrega estimaciones estadísticamente distintas de la tasa de desempleo se evaluaría mediante un test de diferencia de medias de muestras independientes.

Lamentablemente, ninguna de estas opciones fue tomada en la práctica. Sin embargo, Bravo et.al. (1999) decidieron incorporar al final de la encuesta habitual de la Universidad de Chile para el mes de Marzo de 1999, una batería de preguntas idénticas a las que realiza el INE. Estas preguntas fueron contestadas por todas

aquellas personas que respondiendo a la pregunta de situación ocupacional se catalogaron como inactivos, desocupados u ocupados sin remuneración. A pesar de ser valioso, este ejercicio dista de ser el ideal, dado que se utilizó la misma muestra de encuestados, por lo que evaluar si existen diferencias significativas en las distintas estimaciones de la tasa de desempleo no puede realizarse bajo el supuesto de muestras independientes.³

Utilizando la información proveniente de esta encuesta procedemos entonces a verificar si es que la manera en que se realiza la pregunta puede dar cuenta de las diferencias importantes que se encontraron en los últimos tiempos. Formalmente, sea y_i^j la respuesta que el individuo i dio a la pregunta sobre situación ocupacional usando la metodología j ($j = U$ (por Universidad de Chile) e I (por INE)). El rango admisible de respuestas es $1 = \text{Ocupado}$, $2 = \text{Desocupado}$, $3 = \text{Inactivo}$. Definimos al estimador de la tasa de desempleo con la metodología j como:

$$\hat{d}^j = \frac{\sum_{i=1}^N W(y_i^j = 2)}{\sum_{i=1}^N W(y_i^j < 3)} \quad (1)$$

donde $W(\cdot)$ es una función indicador que es igual a 1 si la condición se satisface y 0 en otro caso. Finalmente, N denota a la Población en Edad de Trabajar (PET).

Asumiendo que cada observación i es independiente de la otra, un estimador consistente de la desviación estándar de (1) es:

$$\hat{\sigma}^j = \left(\frac{\hat{d}^j (1 - \hat{d}^j)}{n^j} \right)^{\frac{1}{2}} \quad \text{donde } n^j = \sum_{i=1}^N W(y_i^j < 3) \quad (2)$$

Dado que las preguntas del INE se realizan también sobre los inactivos, la Población Económicamente Activa (PEA, que es denotada por n en (2)) no es necesariamente la misma.

De haberse contado con muestras independientes y se deseara evaluar el efecto que tiene la pregunta sobre el estimador de d bastaría con realizar un test de la forma:

³ La encuesta se realizó a 3060 hogares del Gran Santiago contando con 8813 personas en edad de trabajar (conforme a la definición de la Universidad de Chile, esto corresponde a personas de 14 años y más).

$$\hat{t} = \frac{\hat{d}^U - \hat{d}^I}{\left([\hat{\sigma}^U]^2 + [\hat{\sigma}^I]^2\right)^{1/2}} \xrightarrow{D} N(0,1) \quad (3)$$

Dado que los mismos encuestados que respondieron la pregunta de la Universidad de Chile respondieron la pregunta que realiza el INE, las muestras no son independientes por lo que (3) no puede aplicarse directamente. A su vez, dado que n no es necesariamente el mismo luego de aplicar las distintas metodologías, tests tradicionales de muestras dependientes pareadas como los tests t o de Wilcoxon no son aconsejables.⁴ Por ello, una manera práctica de realizar inferencia estadística acerca del efecto que tiene la pregunta sobre las diferencias entre los estimadores del desempleo es la de utilizar técnicas no paramétricas como *bootstrapping*.

El cuadro 1 presenta los resultados de las estimaciones de las tasas de desempleo que resultan de aplicar ambas metodologías. En él se observa que el estimador puntual de la tasa de desempleo utilizando la pregunta de la Universidad de Chile alcanza a 12.91% mientras que este estimador corresponde 12.24% si se utiliza la metodología del INE. Como lo muestran los intervalos de confianza de los estimadores, la región correspondiente a tasas de desempleo entre 11.99% y 13.12% es común a ambos intervalos, estando los dos estimadores puntuales comprendidos en esta intersección. A primera vista, no parece existir evidencia estadística de diferencias entre tasas de desempleo que sean producto de la manera en que se hace la pregunta. Si impusiéramos el criterio (incorrecto) de contar con muestras independientes, la aplicación del test descrito en (3) arroja un valor puntual de 1.03 que tiene asociado un *p-value* de 0.15 para un test de una cola con lo que no debiera rechazarse (a niveles convencionales) la hipótesis nula de irrelevancia de la pregunta para dar cuenta de la diferencia en las tasas de desempleo.

⁴ El problema se encuentra en que aquellas personas a las que se les realiza la pregunta del INE pueden en teoría cambiar de situación ocupacional de la PEA a la PEI (Población Económicamente Inactiva) o viceversa, por lo que el universo sobre el que se realizan los tests de muestras dependientes pareadas no coincidiría.

Cuadro 1
El Efecto Cuestionario

	Pregunta U. de Chile	Pregunta INE
$\hat{d}$	0.1291	0.1224
$\hat{\sigma}_{\hat{d}}$	0.0047	0.0045
$\Pr[a < d < b] = 0.95$	$[0.1199 < d < 0.1382]$	$[0.1136 < d < 0.1312]$
Notas: Las desviaciones estándar se estiman conforme a (2). Los intervalos de confianza se computan imponiendo normalidad.		

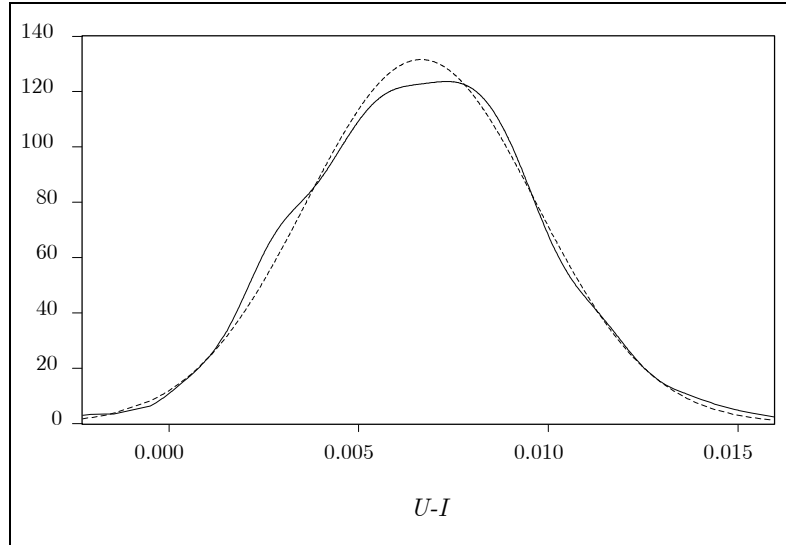
Sin embargo, dado que las muestras analizadas son dependientes (los mismos sujetos responden ambas preguntas) la manera de evaluar las diferencias estadísticas entre una tasa y otra debe realizarse de otro modo. Para ello se realiza un *bootstrap* en el que se simulan 1000 muestras artificiales (cada una de tamaño N) provenientes de un muestreo aleatorio con reemplazo de las respuestas a las preguntas de categoría ocupacional de cada individuo. Con ello se obtienen 1000 estimadores independientes de las diferencias entre las tasas de desempleo.⁵

El gráfico 1 muestra el estimador no paramétrico de la función de densidad de estas diferencias, mientras que el cuadro 2 reporta algunos estadísticos que sirven para dimensionar la magnitud de las mismas. Note que en todos los casos, la diferencia se computa como el estimador de desempleo que se obtendría utilizando la pregunta de la Universidad de Chile y el estimador computado con la pregunta del INE.

⁵ El supuesto de que cada observación es independiente es bastante fuerte, dado que puede aducirse (correctamente) que las decisiones de participación de cada individuo no son independientes de las que toman los demás miembros de su hogar. Un análisis más acabado podría ponderar de modo distinto a cada miembro del hogar en la muestra sobre la base de un modelo de decisiones de participación al interior de los hogares.

Gráfico 1

Estimador No Paramétrico de la Diferencia



Notas: La línea continua corresponde al estimador de la de densidad de la diferencia entre tasas de desempleo usando el *kernel* de Epanechnikov y el tamaño de banda propuesto por Silverman (1986). La línea punteada corresponde a una normal con la misma media y varianza de las diferencias simuladas.

Cuadro 2

El Efecto Cuestionario

	$d^U - d^I$				
Promedio	0.0066				
Desviación Estándar	0.0030				
	$A=0.0000$	$A=0.0050$	$A=0.0066$	$A=0.0100$	$A=0.0200$
$\Pr[d^U - d^I < A] = B$	0.011	0.305	0.500	0.874	1.000
Notas: Todos los estadísticos se computan de los resultados de un <i>bootstrapping</i> de 1000 muestras, cada una de tamaño $N=8813$.					

El ejercicio muestra que la explicación de que las diferencias entre tasas de desempleo de una y otra encuesta se debe a cómo se formula la pregunta de situación ocupacional es, cuando menos, exagerada. Esto porque si bien el test de diferencia de medias rechaza la igualdad a niveles convencionales de significancia,

la diferencia promedio entre estos estimadores (como lo muestran tanto el cuadro 1 como el 2) es de apenas 0.66%.

Conforme a los resultados del cuadro 2, la probabilidad que la diferencia entre las tasas sea superior a 1% es de apenas $(1-0.874)100=12.6\%$. De hecho, la máxima diferencia encontrada en este ejercicio es de 1.59%, por lo que una discrepancia mayor (como la que evidencian las series) tiene probabilidad de ocurrencia igual a 0. Más aún, si construimos un intervalo de confianza al 95% para la diferencia entre tasas, éste se encuentra entre 0.09% y 1.26% lo que dista en mucho de las discrepancias entre encuestas, de hasta 4%, que son las que se encuentran desde septiembre de 1998.

Este ejercicio pretendía evaluar el mérito de la explicación de la diferencia en cuestionarios como fuente de las discrepancias entre las tasas de desempleo que reportan ambas instituciones. Los resultados demuestran que si existe alguna diferencia, ésta es económicamente insignificante respecto a la magnitud de las discrepancias que se observaron en los últimos tiempos. Una nota de precaución respecto a cuán definitivos son estos resultados está en orden. El hecho que en la encuesta realizada por la Universidad de Chile se hayan escogido para responder las preguntas de situación ocupacional del INE sólo a una fracción de la PET puede no ser lo más adecuado, puesto que idealmente debieran haberse realizado muestras independientes en las que los encuestados se enfrentasen a cuestionarios distintos. Sin perjuicio de lo anterior, explicar la magnitud de las diferencias entre las tasas por el cuestionario no parece tener sustento.

Dado que el cuestionario no puede ser la fuente de discrepancias, una tarea pendiente para ambas instituciones es la de evaluar cuál es. Diferencias en marcos muestrales, selección de muestra, ponderaciones y prácticas de levantamiento de encuestas son aún candidatos que este documento no pretende explorar. Lo que sí se intenta es evaluar cual de estas series, si alguna, es el estimador más razonable de la tasa de desempleo desde un punto de vista económico.

Para ello, las siguientes dos secciones realizan distintos ejercicios para evaluar las bondades de estas series como indicadores del nivel de desempleo. Así, en la sección 3 se explora el tema de las diferencias en tasas de desempleo desde un punto de vista econométrico y en la subsiguiente desde una perspectiva más

cimentada en teoría económica. Se espera que estos dos ejercicios sean vistos como complementarios, en el sentido que mientras el primer ejercicio sufre de dependencia respecto a la muestra utilizada, el segundo adolece de dependencia respecto al modelo teórico. Combinar estos dos enfoques es lo que debe realizarse idealmente; sin embargo, por razones que se discuten en la sección 4 esta no es la práctica más aconsejable en nuestro caso.

3 ¿Cuán Distintas son las Tasas de Desempleo?

Para evaluar cuán distintas son las series de tasas de desempleo de ambas instituciones se analiza el comportamiento histórico de las series y se adelantan razones por las cuales pueden haberse presentado las discrepancias que se observan en los últimos tiempos.

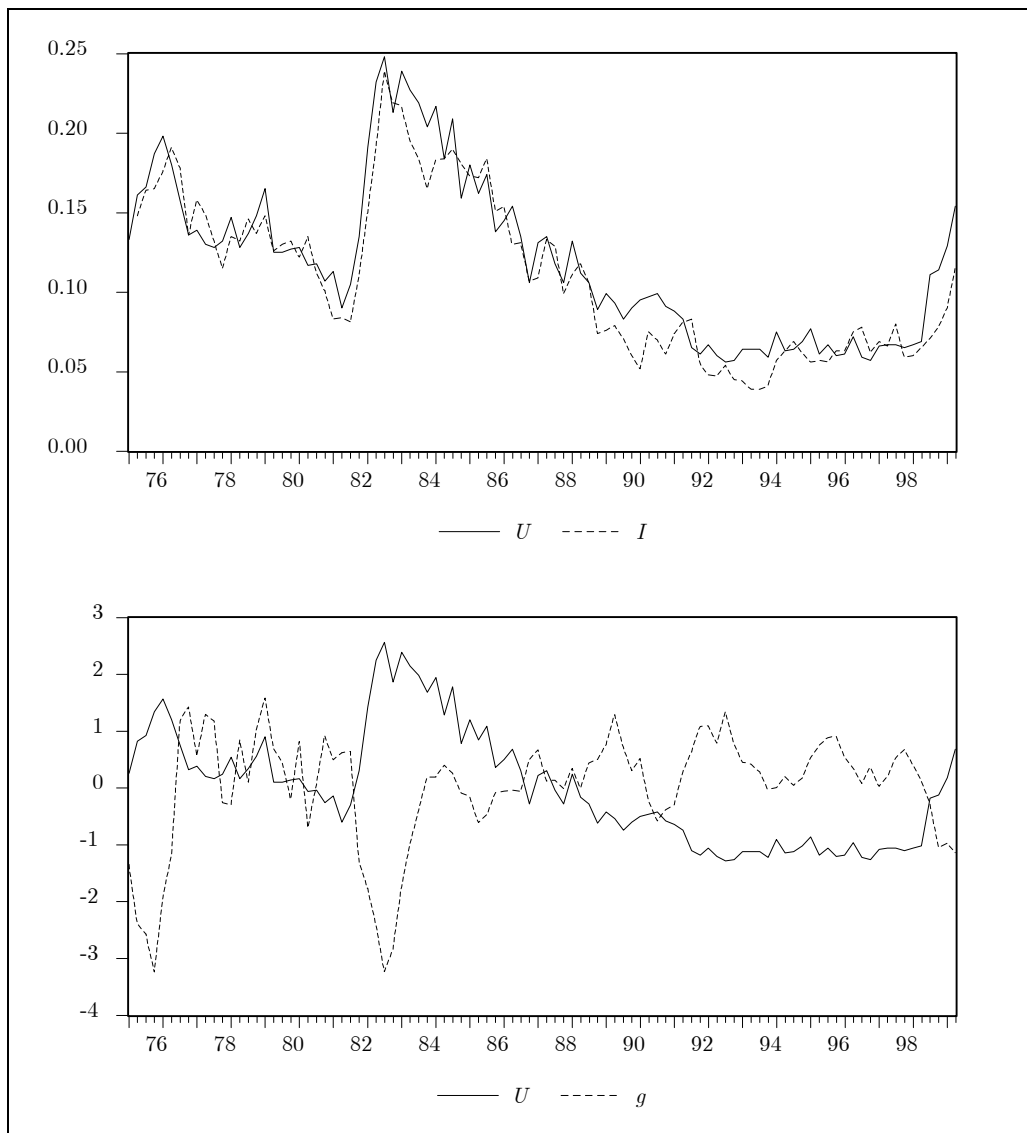
Para ello, se cuenta con información trimestral de tasas de desempleo de la Universidad de Chile desde Junio de 1957. La información disponible de tasas de desempleo del INE empieza (para el Gran Santiago y luego la Región Metropolitana) a partir de junio de 1975.⁶ Finalmente, también se cuenta con información del PIB trimestral a partir de 1960.⁷ Como lo muestra el gráfico 2, que existan discrepancias entre las tasas de desempleo de la Universidad de Chile y el INE no es un fenómeno nuevo. De hecho, el periodo de mayor discrepancia entre

⁶ Cabe destacar que la serie de desempleo del INE presenta sucesivos cambios en su metodología y su marco muestral por lo que cifras de un año no son necesariamente compatibles con las de otro. Sin embargo, lo mínimo que debiera pedirse a un estimador de la tasa de desempleo es que éste sea asintóticamente consistente, por lo que en este trabajo se asume que este es el caso.

⁷ La información “oficial” del PIB trimestral (con base 1977) se encuentra desde 1980 hasta 1988 en el documento de Indicadores Económicos y Sociales del Banco Central. Las series oficiales desde 1986 (con base 1986) a la fecha se encuentran los Boletines del Banco Central. La información desde 1960 a 1980 se encuentra en el trabajo de trimestralización de Haindl (1986). La serie de PIB construida para este documento empalma las tres series antes citadas. Cabe destacar que ninguna de las conclusiones que se desprenden de esta sección se ve radicalmente alterada si utilizamos información desde 1980. Sin embargo, por el tipo de ejercicio que se realizará es preferible trabajar con la mayor cantidad de datos que sea posible. Por ello, de no indicarse lo contrario, los resultados reportados se basan en estimaciones con el mayor número de observaciones que la muestra permita.

estas cifras se encuentra en el primer trimestre de 1990 cuando la diferencia fue de 4.3 puntos con una tasa de desempleo de la Universidad de Chile de 9.5% mientras que la del INE era de 5.2%. Los siguientes periodos de mayor discrepancia se encuentran a partir del tercer trimestre de 1998 con tasas de desempleo de la Universidad de Chile entre 3.6 y 3.9 puntos mayores.

Gráfico 2
Tasas de Desempleo y Crecimiento



En el gráfico, también se muestra una comparación de la evolución de la tasa de desempleo de la Universidad de Chile y la tasa de crecimiento anual de la economía (que denotamos por g). Las series fueron normalizadas para hacer la

comparación gráfica más fácil. El gráfico muestra, en general, que ambas tasas de desempleo parecen presentar comportamientos similares. De hecho la correlación simple entre ambas es de 0.946. A su vez, la correlación simple entre la tasa de desempleo de la Universidad de Chile y la tasa de crecimiento del PIB es de -0.583 , mientras que la correlación del crecimiento y la tasa de desempleo del INE es algo inferior (en términos absolutos) alcanzando a -0.508 .

Si comparamos la diferencia entre ambas tasas de desempleo, en promedio, la Universidad de Chile reporta una tasa 0.0094 puntos superior (0.94%) a la del INE con una desviación estándar de 0.0166. Un test simple de diferencia de medias (de muestras asociadas) demuestra que debiera rechazarse fuertemente la hipótesis que la diferencia de tasas de desempleo sea 0.⁸

Cuadro 3
Tests Bivariados de Causalidad a la Granger

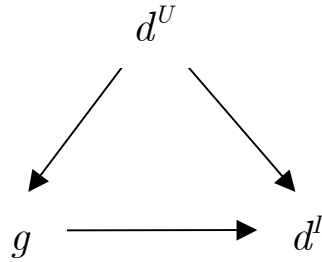
H_0: Fila no causa a Columna:	d^U	d^I	g
d^U	---	0.000	0.004
d^I	0.538	---	0.436
g	0.128	0.003	---

Notas: Se reportan los *p-values* asociados a la nula. Los tests de causalidad se realizaron con VARs bivariados en los que se incluye constante y *dummies* estacionales trimestrales. El número de rezagos se escogió conforme al criterio de selección de Akaike.

Una inspección casual del gráfico 2 (sobre todo el primer panel) muestra que la serie de desempleo de la Universidad de Chile parece anticipar (preceder) a la del INE. El cuadro 3 muestra que existe evidencia estadística muy fuerte no sólo de aquello, sino también de que la tasa de desempleo de la Universidad de Chile precede estadísticamente (causa en el sentido de Granger) a la tasa de crecimiento de la economía. A su vez, la tasa de desempleo del INE es fuertemente causada por la tasa de crecimiento de la economía y por la tasa de desempleo de la Universidad

⁸ De hecho el *p-value* asociado a esta nula es 0.000, dado que el test t con 96 grado de libertad es $t=0.0094/(0.0166/9.798)=5.5527$ con el que se rechaza la nula a cualquier nivel de significancia. En este caso 9.798 es igual la raíz cuadrada del número de observaciones (97) menos 1.

de Chile. Estas relaciones pueden presentarse de modo esquemático de la siguiente manera (donde $\rightarrow$ denota causalidad unidireccional a la Granger):⁹



Como es bien sabido, causalidad a la Granger pocas veces puede ser asociada con causalidad teórica o económica. En este caso, sin embargo, el hecho que la tasa de desempleo de la Universidad de Chile cause en el sentido de Granger a la tasa de crecimiento de la economía y que la tasa de crecimiento de la economía cause a la tasa de desempleo del INE provee una métrica formal con la cuál pueden juzgarse, desde un punto de vista económico, los méritos de cada serie como “candidatos” a reflejar este fenómeno. En la siguiente sección se presentan las razones para ello.

Aún sin considerar razones teóricas, los resultados de causalidad a la Granger son interesantes por cuanto un salto importante en la tasa de desempleo de la Universidad de Chile entre el segundo y el tercer trimestre de 1998 estaría precediendo una caída tan importante en el nivel de actividad como la que se dio a partir de fines del tercer trimestre de 1998. A su vez, dado que la tasa de desempleo del INE “sigue” a la tasa de crecimiento de la economía, el aumento en su tasa se consolida sólo después de fuertes caídas en el nivel de actividad. Por ello, una predicción fuerte de los tests de causalidad es que la tasa de desempleo del INE debiera aumentar aún más de sus niveles actuales (por uno o dos trimestres) a pesar que la economía inicie un proceso de recuperación como el que se espera para

⁹ Dado que las tasas de desempleo de la Universidad de Chile corresponde al último mes del trimestre, puede aducirse que la precedencia estadística de la misma sobre la tasa de crecimiento del PIB trimestral se deba en parte a que el PIB del trimestre se computa basándose en los tres meses correspondientes al trimestre. Lo mismo puede decirse respecto al tasa de desempleo del INE que corresponde a un promedio simple de tasas de desempleo de los meses de cada trimestre. El ejercicio que se desarrolla en la siguiente sección muestra que esta no puede ser la explicación de estos resultados.

el último trimestre de 1999, en tanto que la tasa de desempleo de la Universidad de Chile debiera descender antes de la esperada recuperación.

Por ello, es posible justificar el importante salto en la tasa de desempleo de la Universidad de Chile entre junio y septiembre de 1998, que pasa de 6.9% a 11.1% si comprendemos que el estimador de la tasa de desempleo de la Universidad de Chile se computa en el mes y no es un promedio trimestral (como lo es el estimador del INE). De hecho, si se observa la variación de 12 meses del IMACEC para los meses antes citados, junio de 1998 presentaba un crecimiento de 5.1% respecto a igual mes del año anterior, mientras que la variación de doce meses para septiembre de 1998 fue de apenas 0.76%. Dado que el INE reporta tasas de desempleo que corresponden a promedios trimestrales, es perfectamente posible que la tasa de desempleo de ese trimestre aún cuente con la influencia de tasas de crecimiento superiores (4.4 y 3.4%) correspondientes a julio y agosto de 1998.

Concluyendo, en esta sección se demuestra que siempre han existido diferencias estadísticamente significativas entre las tasas de desempleo de ambas instituciones. Como lo muestra la sección precedente, es difícil que estas diferencias se deban a la manera en que cada institución recaba información acerca de la situación ocupacional de sus encuestados. Más aún, se verifica que existe fuerte evidencia de precedencia estadística de la tasa de desempleo de la Universidad de Chile hacia la tasa de crecimiento de la economía y de ambas hacia la tasa de desempleo del INE. Parte de las diferencias que se observan en el pasado reciente pueden deberse a que la tasa de desempleo de la Universidad de Chile corresponde a un estimador puntual de la tasa de desempleo para el último mes de cada trimestre, mientras que la del INE corresponde a un promedio simple de los meses que pertenecen a un trimestre. A su vez, el salto experimentado en la tasa de desempleo de la Universidad de Chile puede asociarse a la fuerte desaceleración del crecimiento de la economía que empieza a hacerse bastante marcada a partir de septiembre de 1998.

Queda sin embargo pendiente la pregunta respecto a cuál (si alguna) de estas tasas es más consistente desde un punto de vista económico. Las secciones 2 y 3 no pueden pronunciarse a este respecto dado que se cimientan únicamente en

propiedades estadísticas de los datos. La siguiente sección explora cuales debieran ser las características deseables de un buen “candidato” a tasa de desempleo.

4 ¿Qué Debemos Pedirle a un Candidato?

En esta sección se desarrolla un modelo de equilibrio general del cuál se extraen algunas de las regularidades empíricas que un candidato a tasa de desempleo debiera satisfacer para ser compatible con el mismo. Para ser útil, el modelo debe ser capaz de replicar algunas de las características más importantes de la economía chilena.

Sin embargo, dado que pretendemos evaluar cuál de las tasas de desempleo es capaz de ajustarse mejor a las propiedades que un buen candidato debe satisfacer, es importante que no utilicemos información *a-priori* acerca de las propiedades estadísticas de las series de desempleo de cada institución. Para ello, tratamos al desempleo como una variable latente en el modelo teórico, simulamos series artificiales de lo que para el modelo debiera ser la tasa de desempleo y luego evaluamos si las series de desempleo observadas cumplen con estos requerimientos. Pasemos a describir brevemente el modelo teórico utilizado.

Uno de los requerimientos fundamentales que debemos hacerle a nuestro modelo teórico es que sea capaz de generar desempleo. Buena parte de los modelos estocásticos, dinámicos y de equilibrio general incorporan decisiones de trabajo y ocio, por lo que servirían (probablemente) para modelar tasas de participación global pero no tasas de desempleo.

Una variante a estos modelos estándar, mediante la cuál es posible obtener realizaciones de series económicas compatibles con lo que en el mundo “real” se denomina desempleo es el modelo de trabajo indivisible desarrollado por Hansen (1985) y Rogerson (1988). A continuación presentamos brevemente sus características esenciales.

Considere una economía con un agente representativo interesado en maximizar:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t, l_t) \tag{4}$$

donde E_t denota la esperanza condicional en el *set* de información en el periodo t , $0 < \beta < 1$ al factor subjetivo de descuento, c denota al consumo, l al ocio y $u(\cdot)$ a la función de utilidad que en este trabajo se asume que adopta la forma:

$$u(c_t, l_t) = \ln c_t + A \ln l_t, \quad A > 0 \quad (5)$$

La tecnología en esta economía viene dada por una función de producción Cobb-Douglas de la forma:

$$f(w_t, k_t, h_t) = e^{w_t} k_t^\alpha h_t^{1-\alpha} \quad (6)$$

donde k_t denota al stock de capital en el periodo t , $h_t = 1 - l_t$ al trabajo (donde normalizamos el tiempo disponible del individuo para trabajo y ocio a 1). Finalmente, w_t denota a un shock productivo cuya ley de movimiento se describe posteriormente.

Dado que el producto total de la economía puede ser consumido o invertido (*i*) se tiene:

$$f(w_t, k_t, h_t) \geq c_t + i_t \quad (7)$$

La ley de movimiento para el stock de capital es:

$$k_{t+1} = (1 - \delta)k_t + i_t \quad (8)$$

donde δ denota a la tasa de depreciación.

Finalmente, la ley de movimiento para el shock productivo viene dada por:

$$w_t = \gamma t + D(L)w_t + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (9)$$

donde $D(L)$ denota a un polinomio de rezagos de orden k . Esta última expresión permite que tanto el producto como el stock de capital sean estacionarios en tendencia.

Expresado de esta manera, el modelo de optimización descrito es capaz de proveer relaciones entre las decisiones de consumo, inversión y trabajo del agente representativo. Recordando que h denota al trabajo ofrecido por los agentes y en equilibrio al demandado por las empresas, l en este caso representa al ocio, lo que en términos prácticos debiera equivaler a la tasa de participación global. El hecho que la oferta de trabajo sea divisible, no permite entonces proveer implicaciones del modelo teórico respecto a la tasa de desempleo. Una manera de que pueda hacerlo, es permitiendo que el trabajo sea indivisible. Vale decir que cada individuo puede trabajar h_0 o 0 unidades de su tiempo. Rogerson (1988) muestra que un modo de trabajar con esta no-convexidad en el conjunto de posibilidades es haciendo que los

individuos escojan sobre loterías en lugar de horas trabajadas. Así, la referida lotería determina si un individuo trabaja h_0 (con probabilidad λ_t) o no trabaja (con probabilidad $1-\lambda_t$). Dado que los individuos son idénticos *ex-ante*, sólo diferirán *ex-post* en que una fracción λ_t trabajará y el resto no lo hará.

Utilizando (5), el valor esperado de la utilidad en el periodo t viene dado por:

$$\begin{aligned} \lambda_t (\ln c_t + A \ln(1 - h_0)) + (1 - \lambda_t) (\ln c_t + A \ln 1) \\ = \ln c_t + A \lambda_t \ln(1 - h_0) \end{aligned} \quad (10)$$

Para fines prácticos, definimos la “tasa de desempleo” como:

$$1 - \lambda_t = 1 - \frac{h_t}{h_0} \quad (11)$$

por lo que podemos expresar (10) como:

$$\ln c_t + B(1 - h_t); \quad B = -A \frac{\ln(1 - h_0)}{h_0} \quad (12)$$

Dado que la función de utilidad resultante es lineal en ocio, esto implica una elasticidad de sustitución agregada infinita entre el ocio de distintos periodos. Esto ocurre independientemente de que las elasticidades de sustitución puedan ser pequeñas para cada individuo en particular.

El modelo descrito en (4)-(12) no puede ser resuelto analíticamente por lo que deben utilizarse métodos numéricos para hacerlo. El método más simple y computacionalmente menos intensivo corresponde al *linear-quadratic* originalmente propuesto por Kydland y Prescott (1982) y es el que se utiliza en este trabajo.¹⁰ Éste consiste en aproximar el problema original por uno en el que se sustituye la función objetivo original por una función cuadrática y se linealizan aquellas restricciones que sean no lineales en torno al estado estacionario determinístico del problema. Como es sabido, un problema con una función objetivo cuadrática y restricciones lineales arroja *policy functions* lineales.

Obviamente, para que el modelo sea resuelto es preciso contar con valores puntuales para los parámetros que caracterizan la tecnología y las preferencias de

¹⁰ Como se verá en breve, dados los hechos estilizados que estamos interesados en replicar, la selección de otro método no debiera modificar los resultados.

los agentes. En este caso, calibramos nuestro modelo para replicar algunos momentos simples de la economía chilena. Los parámetros son escogidos de modo tal que la tasa de desempleo que se obtiene del mismo reproduzca (en promedio) la tasa de desempleo observado entre 1975 y el segundo trimestre de 1999. Dado que este promedio alcanzaba a 0.1198 para la Universidad de Chile y 0.1104 para el INE, el modelo replica un desempleo abierto de 0.115 que se sitúa entre ambos. Para no cometer ningún sesgo con los tests que se realizan en base al modelo, ninguna otra restricción es impuesta para la tasa de desempleo que éste simula. El cuadro 4 presenta los valores de los parámetros escogidos para realizar el ejercicio.¹¹

Cuadro 4
Parámetros Utilizados en el Modelo

Preferencias			Tecnología		
$A=1.52$	$h_0=0.4$	$\beta = 0.99$	$\alpha = 0.45$	$\delta = 0.008$	$\sigma = 0.01$

Notas: Se utilizan los valores de estos parámetros para resolver y simular 1000 muestras artificiales, cada una de tamaño 100 (trimestres).

Dado que la tasa de desempleo del INE se computa como el promedio simple de las tasas de desempleo de los meses correspondientes a un trimestre, mientras que la tasa de desempleo de la Universidad de Chile corresponde al nivel de desempleo para el último mes del trimestre, se simulan series artificiales de desempleo y se computa una tasa correspondiente al promedio de un trimestre y otra correspondiente al último mes. Luego se evalúa el comportamiento estadístico de estas series junto con el de realizaciones artificiales del crecimiento del trimestre. Este ejercicio se realiza generando 1000 muestras artificiales, cada una de tamaño 100 (trimestres), para generar con ellas, conforme al algoritmo descrito, series de

¹¹ Un ejercicio más acabado podría estimar los parámetros estructurales de esta economía utilizando GMM (Método Generalizado de Momentos) o mejor aún EMM (Método Eficiente de Momentos). En todo caso, lo que nos interesa para este ejercicio es evaluar cuales debieran ser las características estadísticas más relevantes de un buen candidato a la tasa de desempleo. Ejercicios de sensibilidad para modificaciones “razonables” en los valores de los parámetros no cambian los resultados que se exponen a continuación. El código GAUSS con las simulaciones está disponible para el lector interesado.

crecimiento del producto y de tasas de desempleo. Sobre la base de estas simulaciones se analizan las propiedades estadísticas de las series generadas y sus asociaciones.

El cuadro 5 reporta los resultados de aplicar tests de causalidad a la Granger sobre las simulaciones artificiales de tasas de desempleo y crecimiento del producto. En él se reportan los estimadores correspondientes a la probabilidad de no rechazar la hipótesis nula que no existe causalidad a la Granger de una serie a otra. Como se observa, la tasa de desempleo que se computa en base al último mes del trimestre (d^a) causa unidireccionalmente a la que corresponde al promedio simple de los meses del trimestre (d^b), por lo que no es de extrañar que en los datos se observe causalidad a la Granger de la tasa de desempleo de la Universidad de Chile a la del INE.

Cuadro 5
Tests Bivariados de Causalidad a la Granger

H_0: Fila no causa a Columna:	d^a	d^b	g
d^a	---	0.005	0.000
d^b	0.831	---	0.001
g	0.748	0.730	---

Notas: d^a = Desempleo definido como el último mes del trimestre. d^b = Desempleo definido como promedio de los meses del trimestre. g = Crecimiento del PIB respecto a igual trimestre del año anterior. Se reporta la fracción de muestras para las cuales la hipótesis nula no puede ser rechazada a un nivel de 5% de significancia. Los tests de causalidad se realizaron con VARs bivariados en los que se incluye constante. El número rezagos se escogió conforme al criterio de selección de Akaike. Todos los resultados provienen de simulaciones de 1000 muestras, cada una de tamaño 100.

Recuerde sin embargo (cuadro 3), que los datos también muestran que la tasa de desempleo de la Universidad de Chile causa en el sentido de Granger a la tasa de crecimiento de la economía, en tanto que la tasa de desempleo el INE es causada por la tasa de crecimiento de la economía. En el cuadro se verifica que independientemente de cómo se compute la tasa de desempleo, el modelo predice causalidad unidireccional por parte de la tasa de desempleo a la tasa de

crecimiento. Esto nos muestra evidencia importante de que la única tasa de desempleo que cumple con este requerimiento es la de la Universidad de Chile.

Es más, el modelo también predice (aunque estos resultados no se reportan) que la tasa de desempleo correspondiente a promedios mensuales del trimestre debiera estar más correlacionada (en términos absolutos) con el crecimiento del producto. Los datos muestran que la tasa de desempleo que presenta una asociación contemporánea más alta con la tasa de crecimiento es sin embargo la de la Universidad de Chile.

Finalmente, se realiza otro ejercicio de simulación en el que se re proyectan los cambios en la tasa de desempleo ante cambios en la tasa de crecimiento de la economía. En particular, nos interesa evaluar si “saltos” tan importantes en la tasa de desempleo como los que se observaron en la economía chilena entre el segundo y tercer trimestre de 1998 son compatibles con la desaceleración observada en el PIB para ese mismo periodo. Para ello se computa el promedio en la diferencia en la tasa de desempleo de un trimestre a otro cuando la tasa de crecimiento del producto cae en 3% o más (en variaciones anuales). Los resultados de este ejercicio pueden resumirse del siguiente modo: Ante una caída del nivel de actividad como el descrito en el experimento, debiera esperarse un incremento en la tasa de desempleo que se computa con cifras del último mes de entre 1.3 y 3.9 puntos (con un intervalo de confianza al 95%), mientras que este aumento debiera estar entre 1.4 y 4.4% si se utilizara el promedio del trimestre. Estos intervalos de confianza muestran que ante caídas en el nivel de actividad como los experimentados desde fines del tercer trimestre de 1998, el modelo predice rápidos e importantes incrementos en el nivel de desempleo, independientemente de cómo éste sea medido.

Varios comentaristas a versiones preliminares del documento adujeron que los resultados de causalidad unidireccional de la tasa de desempleo a la tasa de crecimiento se debían a la ausencia de costos de ajuste, asimetrías o rigideces en el modelo. Se arguye que la presencia de, por ejemplo, costos de ajuste que hace costoso el modificar rápidamente el nivel de empleo hacen que la tasa de desempleo preceda estadísticamente a la tasa de crecimiento. Este argumento olvida la lógica de un modelo de equilibrio general en el que si bien los costos de ajuste pueden

disminuir la volatilidad en los niveles de empleo y desempleo, no tienen porque modificar la precedencia estadística entre variables. Para demostrar que este es el caso, se realizó un ejercicio idéntico al descrito previamente, pero ahora incorporando costos de ajuste en la contratación y despido de trabajadores. Para nuestros propósitos, el modelo descrito previamente se mantiene inalterado excepto por la ecuación (7) que se sustituye por:

$$f(w_t, k_t, h_t) \geq c_t + i_t + \kappa(h_t - h_{t-1})^2; \quad \kappa > 0 \quad (13)$$

donde el último término incorpora costos de ajuste cuadráticos en el mercado laboral.

Utilizando una metodología similar a la usada previamente, realizamos un ejercicio de Monte Carlo para evaluar si los resultados reportados en el cuadro 5 se modifican substancialmente. El cuadro 6 muestra los resultados de tests de causalidad a la Granger para el modelo con costos de ajuste; el valor escogido para el parámetro que los describe fue $\kappa=0.1$. Al no existir evidencia directa o indirecta de cuál debiera ser un valor “apropiado” para este parámetro, el gráfico 3 muestra cuán sensible son estos resultados a distintos valores de κ .

Cuadro 6

Tests Bivariados de Causalidad a la Granger con Costos de Ajuste

H₀: Fila no causa a Columna:	d^a	d^b	g
d^a	---	0.003	0.001
d^b	0.819	---	0.001
g	0.745	0.725	---

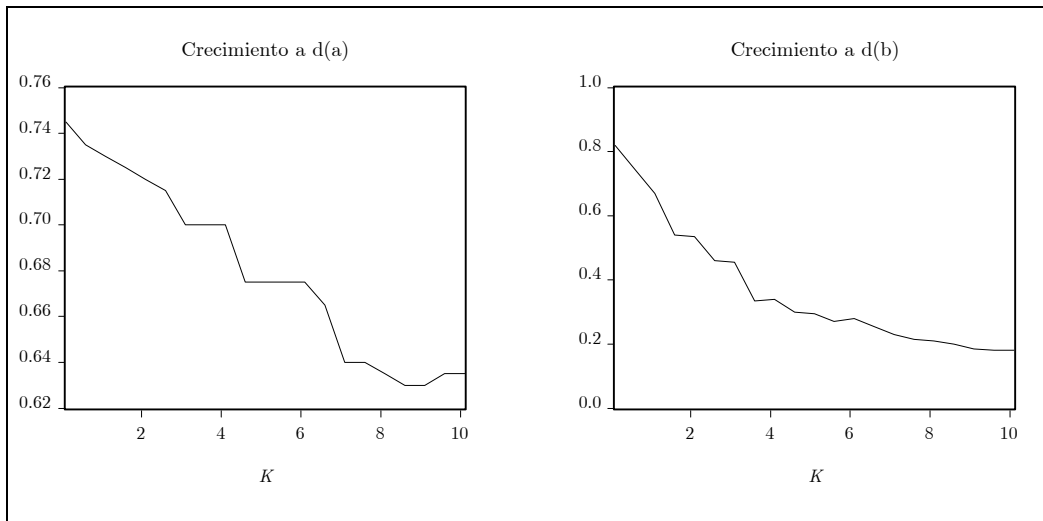
Notas: d^a = Desempleo definido como el último mes del trimestre. d^b = Desempleo definido como promedio de los meses del trimestre. g = Crecimiento del PIB respecto a igual trimestre del año anterior. Se reporta la fracción de muestras para las cuales la hipótesis nula no puede ser rechazada a un nivel de 5% de significancia. Los tests de causalidad se realizaron con VARs bivariados en los que se incluye constante. El número rezagos se escogió conforme al criterio de selección de Akaike. Todos los resultados provienen de simulaciones de 1000 muestras, cada una de tamaño 100.

Estos resultados demuestran que los costos de ajuste por si solos no son capaces de modificar la dirección de causalidades entre tasas de desempleo y tasas

de crecimiento. De hecho, independientemente de la manera en que se mida el desempleo, éste siempre causa en el sentido al crecimiento. Esta causalidad es unidireccional aún para valores elevados de κ . La única manera de obtener de obtener bi-causalidad es cuando κ alcanza magnitudes superiores a 500 implicando por lo tanto que los costos de ajuste en el mercado laboral debieran alcanzar a cerca del 15% del PIB. Es importante recordar en todo caso, que la tasa de desempleo medida por el INE no causa en el sentido de Granger al crecimiento y este ejercicio nos demuestra que aún en la presencia de costos de ajuste, un candidato razonable a medir la tasa de desempleo debiera hacerlo.

Gráfico 3

Resultados de Causalidad a la Granger de g a Desempleo



Notas: d(a) = Desempleo definido como el último mes del trimestre. d(b) = Desempleo definido como promedio de los meses del trimestre. κ = Valores alternativos para el parámetro de costo de ajuste. En cada caso se reporta la fracción de muestras para las cuales la hipótesis nula no puede ser rechazada a un nivel de 5% de significancia. Los tests de causalidad se realizaron con VARs bivariados en los que se incluye constante. El número rezagos se escogió conforme al criterio de selección de Akaike. Todos los resultados provienen de simulaciones de 1000 muestras, cada una de tamaño 100.

5 Conclusiones

Este documento pretende aportar al debate reciente en torno a las discrepancias en las estimaciones de la tasa de desempleo provistas por el Departamento de Economía de la Universidad de Chile y el Instituto Nacional de Estadísticas (INE).

Se demuestra que explicar la magnitud de estas discrepancias por la manera en que se obtiene información acerca de la situación ocupacional de los encuestados no tiene sustento empírico.

A su vez, se demuestra que las diferencias históricas en los niveles de las tasas de desempleo entre instituciones son estadísticamente significativas. Más importante, sin embargo, se observa que las propiedades dinámicas de las series de desempleo con relación al crecimiento de la economía son bastante diferentes. Mientras que la tasa de desempleo de la Universidad de Chile precede estadísticamente a la tasa de crecimiento de la economía; esta última precede a la tasa de desempleo del INE. Esta regularidad no puede ser explicada por el método de cálculo de las tasas de desempleo de ambas instituciones ni por el periodo en que esta información es recabada.

Basándose en un modelo de optimización intertemporal se demuestra que el candidato más consistente para reflejar estos fenómenos proviene de las estimaciones de la Universidad de Chile. Estos resultados son robustos a variaciones del modelo teórico en los que se incorporan, por ejemplo, costos de ajuste en el mercado laboral.

Referencias

- Bravo, D., J. Ramos y S. Urzúa. (1999). “Las Diferencias en Desempleo: INE – U. de Chile”. *Manuscrito*. Universidad de Chile.
- Kydland, F. y E. Prescott. (1982). “Time to Build and Aggregate Fluctuations”. *Econometrica*.
- Haindl, E. (1986). “Trimestralización del Producto Geográfico Bruto por Origen y Destino”. *Estudios de Economía*.
- Hansen, G. (1985). “Indivisible Labor and the Business Cycle”. *Journal of Monetary Economics*.
- Rogerson, R. (1988). “Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium”. *Journal of Monetary Economics*.
- Silverman, B. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman & Hall.