

UNIVERSIDAD DE CHILE
Facultad de Economía y Negocios

**“BIMODALIDAD Y PERSISTENCIA EN LA
TASA DE DESEMPLEO: ¿RIGIDEZ EN EL
MERCADO LABORAL O CAMBIO
ESTRUCTURAL?”**

**Tesis para optar al grado de
Magister en economía**

**Profesor Guía: R. Chumacero
Alumno: Fabián Gredig**

Santiago, 02 de enero de 2007

Bimodalidad y Persistencia en la Tasa de Desempleo: ¿Rigidez en el Mercado Laboral o Cambio Estructural?

Fabián Gredig U.*

2 de enero de 2007

Resumen

La existencia de bimodalidad en la distribución de la tasa de desempleo puede indicar la presencia de más de un régimen incluso en el caso de una tasa de equilibrio de largo plazo. El presente estudio evalúa la presencia de bimodalidad en las tasas de desempleo de la OECD y los posibles factores que la causan.

En relación con la discusión de la literatura sobre la evolución del desempleo durante las últimas décadas, se discute el rol de los costos de ajuste laboral y la existencia de un cambio estructural en la tasa de desempleo de equilibrio. Ejercicios de simulación a partir de un modelo de indivisibilidad en el trabajo con costos de ajuste, junto con la aplicación de tests estadísticos, indican que la bimodalidad observada en más de la mitad de las tasas de desempleo de los países de la OECD se explicaría principalmente por un cambio estructural. La introducción en el modelo de las variaciones producidas en las tasas de impuesto al trabajo sustentan teóricamente la existencia de dicho cambio de régimen.

Aunque no explica la bimodalidad, mayores los costos de ajuste aumentan la probabilidad de encontrarla. Esto indica que en series sin cambio estructural, el test de bimodalidad podría revelar la presencia de costos de ajuste en el mercado del trabajo.

1. Introducción

Las tasas de desempleo en los países de la OECD han mostrado una tendencia al alza desde la década del setenta que sólo se ha revertido, en

*Tesis para optar al grado de Magíster en Economía, Universidad de Chile. Agradezco los comentarios y guía de Rómulo Chumacero.

parte, en los últimos años (Figura 1). De acuerdo a la literatura, una de las causas de este fenómeno tiene relación con la existencia de *shocks* que afectan al empleo, como los del precio del petróleo en los setenta, en conjunto con instituciones del mercado laboral que dificultan la reasignación eficiente del empleo. (Nickell et al, 2005; OECD, 2003). Los altos índices de protección al empleo, sobretodo en Europa, incidirían en un ajuste lento de las tasas de desempleo a su nivel de equilibrio ante la presencia de *shocks*, mostrando mayores niveles de persistencia. Otra explicación para este fenómeno tiene relación con un cambio en los incentivos relativos al trabajo. El aumento en la tasa de impuesto efectivo al trabajo explicaría la caída en los niveles de empleo en Europa (Prescott, 2004; Daveri y Tabellini, 2000).

El presente estudio evalúa la presencia de bimodalidad en las tasas de desempleo de los países de la OECD e intenta explicar su origen, ya sea en mayores costos de ajuste en el empleo o un cambio estructural debido a modificaciones en las tasas de impuesto al trabajo. En una función de densidad de probabilidad, la moda corresponde al valor aleatorio con mayor probabilidad de ocurrencia. Encontrar series de tasa de desempleo unimodales probablemente quiere decir que sólo existe una tasa de desempleo a la cual se converge en el largo plazo. Series de desempleo con más de una moda muestran, en cambio, que es posible que se existan distintas tasas de equilibrio en diferentes regímenes.

Entre las causas que dan origen a series de desempleo bimodales; primero, a partir de un modelo con indivisibilidad en el trabajo, se muestra que los agentes esperan con mayor probabilidad dos modas en la tasa de desempleo en la medida que se incrementan los costos de ajuste; segundo, un cambio estructural, causado por un cambio exógeno en los impuestos al trabajo, por ejemplo, indica la existencia de dos regímenes en la tasa de desempleo de equilibrio que pueden originar la presencia de dos modas en su distribución.

Los ejercicios de simulación, con el modelo calibrado por país, junto con la aplicación de test estadísticos, indican que la bimodalidad observada en más de la mitad de las tasas de desempleo de los países de la OECD se explicaría principalmente por un cambio estructural. La aplicación en el modelo de la variación observada en las tasas de impuesto al trabajo sustentan dicho cambio de régimen. Mayores costos de ajuste, aunque no explican la bimodalidad observada en las series, aumentan la probabilidad de rechazar la hipótesis nula de unimodalidad al aplicar el test de multimodalidad. Por lo tanto, en series sin cambio estructural el test de modalidad podría indicar la presencia de costos de ajuste en el mercado del trabajo.

El presente trabajo está conformado por siete secciones. En la sección 2 se describe la evolución de las tasas de desempleo en los países de la OECD

y se testea la presencia de bimodalidad en las series. La sección 3 describe el modelo de indivisibilidad en el trabajo (Hansen, 1985), extendido con costos de ajuste laboral e impuestos. En la sección 4 se realizan ejercicios de simulación, para una economía representativa, cuyo objeto es analizar el efecto de los costos de ajuste laboral sobre la tasa de desempleo. En particular, se analiza la probabilidad de encontrar dos modas en la distribución incondicional de la tasa de desempleo. En la sección 5 se calibran los parámetros del modelo para replicar algunos momentos específicos en estado estacionario de cada país. Este *set* de parámetros se utiliza en los ejercicios de simulación posteriores. En la sección 6 se discute si son los costos de ajuste laboral o un cambio estructural en la tasa de desempleo la causa de bimodalidad en las series. Para ello se realizan ejercicios de simulación con el modelo calibrado por país. También se aplican tests de cambio estructural en un modelo lineal de la tasa de desempleo para evaluar la presencia de algún quiebre estructural en la serie. Finalmente, se discute si el cambio en los impuestos al trabajo es capaz de explicar un cambio estructural en la tasa de desempleo de equilibrio. La sección 7 resume las principales conclusiones del estudio.

2. Tasa de desempleo en la OECD

Durante la década del sesenta y hasta mediados de la década del setenta, las tasas de desempleo en los países de la OECD mostraban bajos niveles y una reducida volatilidad (Figura 1). En los sesenta los niveles de desempleo pocas veces superaban tasas de 2%. Sólo en Italia, Irlanda, Canadá y E. Unidos se podían observar tasas de desempleo cercanas a 5%. A partir de la segunda mitad de los setenta, por efecto de los *shocks* de precios al petróleo, comienza a producirse una escalada en las tasas de desempleo, hasta llegar a un 5% promedio hacia el final de la década. Durante los ochenta, la interacción entre los *shocks* sobre la tasa de desempleo y una rigidización de las instituciones del mercado laboral habrían sido la causa de la persistencia de las altas tasas de desempleo, sobretudo en Europa (Nickell, et al., 2005; OECD, 2003). En la década del ochenta se podían observar tasas de desempleo cercanas o incluso superiores a 10% en Bélgica, Francia, Irlanda, Italia, España y el R. Unido. Hacia el final de la década, el nivel promedio de las tasas de desempleo alcanzaba un 7%. En la década del noventa no se producirían mayores mejoras en el desempeño del empleo en los países de la OECD. Sin embargo, aparecen algunos países donde lentamente comienza a materializarse una reducción en las tasas de desempleo. En los noventa, E. Unidos, Holanda, Portugal y el R. Unido logran reducir en alrededor de

dos puntos porcentuales sus niveles de desempleo en relación a la década anterior, mientras que el nivel promedio de la OECD aumentaba un punto porcentual. Sin embargo, a partir de los últimos años de dicha década se aprecia un descenso paulatino de la tasa de desempleo promedio en la OECD, empujado por importantes caídas en las tasas de desempleo de Australia, Canadá, Dinamarca, Irlanda, España y Suecia. En los últimos cinco años el nivel promedio de desempleo alcanza un 8.5 %, dos puntos porcentuales menos que en la década del noventa.

En el período que cubren los años 1970 y 2004, los países con mayores niveles de desempleo corresponden a Bélgica, Irlanda, Italia y España (Tabla 1). En ellos la tasa de desempleo promedio supera el 9 %. Por el contrario, con tasas de desempleo promedio menores a 4 %, Austria, Japón, Noruega y Suecia presentan los niveles más bajos de la OECD durante el mismo período. Medida por la desviación estándar, la volatilidad de la tasa de desempleo alcanza sus mayores niveles en Bélgica, Finlandia, Irlanda y España (sobre 3.5 %), mientras que en el lado opuesto, Japón, Noruega, Suiza y E. Unidos muestran las tasas con volatilidad más pequeña (bajo 1.6 %). Se puede ver que algunos países con altas tasas de desempleo también muestran alta volatilidad (Bélica, España, Irlanda), así como también en algunos existen bajas tasas de desempleo con baja volatilidad (Japón, Noruega). Tal como sucede con otras variables (por ejemplo, la inflación), es posible que mayores niveles de desempleo incidan sobre la volatilidad del mismo.

La lenta recuperación de los niveles de desempleo, posterior a los *shocks* del petróleo producidos en la década del setenta, da cuenta del alto grado de persistencia en la tasa desempleo. Una manera de medir la persistencia de una serie es evaluar el valor de los coeficientes de un modelo lineal autorregresivo (AR). Ellos ofrecen una idea del tiempo que demora en extinguirse el efecto de una innovación sobre la serie. En la Tabla 1 se presenta una medida usual de persistencia, calculada como la suma de los coeficientes autorregresivos de un proceso AR para la tasa anual de desempleo.¹ Los países con mayor persistencia en sus tasas de desempleo corresponden a Austria, Francia, Japón, España y Suiza. En todos ellos, el coeficiente de persistencia supera el valor 0.935, el cual indica que el efecto de una innovación sobre la tasa de desempleo se reduce a la mitad (vida media) luego de 10 años aproximadamente. Los países con menor coeficiente de persistencia (bajo 0.81) corresponden a Australia, Canadá, Portugal y E. Unidos. En ellos la

¹Se asume que la tasa de desempleo sigue un proceso AR(2) con constante. En casi todas las series para los países de la OECD, este nivel de rezagos resulta ser el óptimo según los criterios de información BIC y HQ.

vida media de una innovación sobre la tasa de desempleo es aproximadamente de 3 años.

En ausencia de cambios estructurales en el mercado del trabajo, la tasa de desempleo de estado estacionario debe ser única. En el largo plazo, y en ausencia de incertidumbre, el nivel efectivo de la tasa de desempleo debe converger al nivel de estado estacionario. En tal caso, lo natural es que la distribución incondicional de la tasa de desempleo presente una sola moda que coincide con dicho valor de largo plazo. En una función de densidad, la moda corresponde al valor con mayor probabilidad de ocurrencia, por lo tanto, si consideramos a la tasa de desempleo como un valor aleatorio, estudiar su distribución nos puede arrojar conclusiones interesantes con respecto a la tasa de desempleo que se observa en el largo plazo. En particular, la Sección 4 muestra que la existencia de rigideces en el mercado del trabajo hace que los agentes prevean que prevalecerá una tasa de desempleo baja cuando la economía se enfrente a *shocks* positivos y una tasa alta cuando se enfrente *shocks* negativos, debido a que tales costos hacen difícil modificar el trabajo entre períodos.

Dado que no conocemos la función de densidad de probabilidad de la tasa de desempleo, una manera preliminar para analizar la modalidad de una serie muestral es observando gráficamente la estimación no paramétrica de su densidad mediante el uso de *kernels*. En la Figura 2 se presentan las estimaciones de las densidades de probabilidad de las series de la tasa de desempleo de los países de la OECD. Por el número de máximos locales, a simple vista pareciera que las series de desempleo para Canadá, Finlandia, Holanda, Noruega, Suecia y E. Unidos presentan unimodalidad, mientras que el resto de las series sería más proclive a tener bimodalidad. Para probar la existencia de bimodalidad en las series de manera más rigurosa se aplica el test de multimodalidad no paramétrico de Silverman (1986).²

La Tabla 1 presenta los resultados de testear la existencia de una moda en la distribución de la tasa de desempleo por país.³ A un 10 % de significancia, se rechaza la hipótesis nula de unimodalidad (en favor de bimodalidad) en las tasas de desempleo de doce de los veinte países considerados. Entre ellos, existe evidencia de bimodalidad a un nivel de significancia de 1 % en las tasas de Bélgica, Alemania, Francia, Italia y España. Aunque la correlación del p-value con los coeficientes de persistencia es de (menos) 40 %, solo Francia y España presentan también las series más persistentes del grupo. En la

²Una descripción detallada del test se encuentra en el apéndice.

³Una limitación del test de Silverman para probar modalidad en las series de desempleo (que tienen dependencia temporal) es que requiere series iid.

sección 6 se explora si la presencia de más de una moda se debe a costos de ajuste laboral o un cambio estructural en las tasas de desempleo.

3. Modelo neoclásico con indivisibilidad en el trabajo

Los modelos de ciclos reales convencionales no dan cuenta de importantes características del mercado laboral. Entre ellas, la existencia de desempleo y la observación de grandes fluctuaciones de las horas trabajadas en relación a las fluctuaciones en la productividad. Para considerar este fenómeno, estos modelos dependen fuertemente del deseo de los individuos de sustituir ocio intertemporalmente ante cambios en los salarios y en la tasa de interés, algo que no parece producirse en la realidad. Más bien lo que se observa son importantes fluctuaciones en las horas de trabajo agregado debido a cambios en el número de trabajadores empleados, en vez de observar que los individuos están continuamente empleados variando sus horas de trabajo en el tiempo.

Tomando en cuenta estas limitaciones, Hansen (1985) propone un modelo que incorpora indivisibilidad en la oferta de trabajo. Esta característica permite replicar una alta variabilidad en el empleo y en las horas de trabajo, sin necesidad de requerir una alta sustitución intertemporal de los individuos entre ocio y trabajo. En vez de permitir que los agentes puedan ajustar continuamente el número de horas trabajadas, se postula que un trabajador ofrece h_0 o ninguna unidad de tiempo para trabajar, pudiendo ser óptima cualquiera de esas alternativas. Del modelo, por lo tanto, es posible obtener implicancias teóricas respecto a la tasa de desempleo.

Como la introducción de indivisibilidad en la oferta de trabajo genera un conjunto de posibilidades no convexo, los individuos escogen trabajar h_0 con una probabilidad ϕ_t o no trabajar con probabilidad $(1 - \phi_t)$. Posteriormente, una “lotería” determina si el trabajador actualmente trabaja o no. Esto hace que el conjunto de posibilidades sea convexo y, por lo tanto, que la solución del problema del agente representativo sea soportada por un equilibrio competitivo.

Para efectos del presente estudio, el modelo es extendido para incorporar costos de ajuste en el empleo e impuestos al consumo, capital y trabajo.

3.1. El problema de los hogares

Considérese un conjunto de hogares sobre el intervalo (0,1) con individuos idénticos de vida infinita cuyas preferencias vienen dadas por la función de utilidad $U(c_t, l_t) = \ln(c_t) + \phi_t \alpha \ln(1 - h_t)$, donde c_t corresponde al consumo en t , h_t al tiempo ofrecido para trabajar, ϕ_t a la probabilidad de estar empleado en el período t y α a un parámetro de preferencia por ocio. Dado que una proporción ϕ_t de los individuos es sorteado para trabajar, la proporción de horas trabajadas efectivas corresponde a $h_t = \phi_t h_0$. Los ingresos derivados del trabajo ($w_t h_t$, donde w es el salario), la renta al capital ($r_t k_t$, donde r es el rendimiento al capital) y las transferencias del gobierno (T_t) se destinan a consumo, inversión ($i_t = k_{t+1} - (1 - \delta)k_t$, donde k corresponde al capital) y pago de impuestos al consumo ($\tau_c c_t$), al trabajo ($\tau_h w_t h_t$) y al capital ($\tau_k (r_t - \delta)k_t$, donde δ es la tasa de depreciación del capital).

El problema del agente representativo consiste en escoger las trayectorias de c_t, k_t y ϕ_t que maximizan el siguiente problema de optimización intertemporal:

$$\max_{\{c_t, k_t, \phi_t\}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\ln c_t + \phi_t \alpha \ln(1 - h_t)] \right\}$$

sujeto a:

$$\begin{aligned} (1 + \tau_c)c_t + k_{t+1} &\leq (1 - \tau_h)w_t h_t + (1 - \tau_k)(r_t - \delta)k_t + k_t + T_t & (1) \\ h_t &= \phi_t h_0 \end{aligned}$$

donde β corresponde a la tasa de descuento intertemporal y τ_c, τ_k, τ_h a las tasas de impuesto al consumo, capital y trabajo, respectivamente, las cuales se asumen que son constantes.

Las condiciones de primer orden del problema del agente representativo corresponden a:

$$\frac{1}{c_t} = \beta E_t \left\{ \frac{1}{c_{t+1}} [(1 - \tau_k)(r_{t+1} - \delta) + 1] \right\} \quad (2)$$

$$B c_t (1 + \tau_c) = (1 - \tau_h) w_t \quad (3)$$

donde $B = -\alpha \ln(1 - h_0)/h_0$

3.2. El problema de la firma

Supóngase que en esta economía de un sector existe una firma competitiva representativa con acceso a la siguiente tecnología de producción Cobb-Douglas:

$$f(w_t, k_t, h_t) \equiv y_t = \ln A_t k_t^\theta h_t^{1-\theta} \quad (4)$$

donde capital (k_t) y trabajo (h_t) son los factores de producción. A_t corresponde a un *shock* tecnológico descrito por el siguiente proceso estocástico:

$$\ln A_{t+1} = \rho_A \ln A_t + \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

donde ρ_A es una constante dentro del intervalo $(0,1)$ y ε_t se distribuye $N(0, \sigma_\varepsilon^2)$.

Además del pago a los factores productivos, la firma enfrenta costos de ajuste $ca(\Delta h_t)$ cuando modifica la utilización del trabajo ($\Delta h_t = h_t - h_{t-1}$):

$$ca(\Delta h_t) = \exp[\eta_a(\Delta h_t)] - \eta_a(\Delta h_t) + 0.5\eta_q(\Delta h_t)^2 - 1$$

Esta especificación (Pfann y Palm, 1993) tiene la ventaja de permitir asimetría en los costos de ajuste en el empleo ($\eta_a < 0$ implica que despedir es más costoso que contratar, lo contrario ocurre si $\eta_a > 0$) y de anidar la función de costos de ajuste cuadráticos ($\eta_a = 0$). La presencia de costos de ajuste laboral introduce un problema de decisión intertemporal en la firma que maximiza utilidades:

$$\max_{\{k_t, h_t\}} E_0 \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [y_t - ca(\Delta h_t) - w_t h_t - r_t k_t] \right\} \quad (6)$$

Las condiciones de primer orden para la firma corresponden a:

$$r_t = \theta A_t (k_t/h_t)^{\theta-1} \quad (7)$$

$$(1 - \theta) A_t (k_t/h_t)^\theta + \eta_a [1 - \exp(\eta_a \Delta h_t)] - \eta_q \Delta h_t - \beta E_t \{ \eta_a [1 - \exp(\eta_a \Delta h_{t+1})] - \eta_q \Delta h_{t+1} \} = w_t \quad (8)$$

donde se puede apreciar que la demanda por capital es estática, mientras que la decisión de uso del trabajo es intertemporal puesto que la demanda actual de h tiene incidencia en los costos de ajuste futuros.

3.3. El gobierno

En esta economía, el gobierno no optimiza ninguna función de utilidad. La evolución del gasto público (g_t) se asume exógena y corresponde a una proporción γ del producto (y_t). El remanente de la recaudación del gobierno se transfiere a los hogares (que puede ser negativo). Por lo tanto, la restricción presupuestaria del gobierno es la siguiente:

$$g_t + T_t \equiv \gamma y_t + T_t \leq \tau_c c_t + \tau_h w_t + \tau_k (r_t k_t - \delta k_t) \quad (9)$$

La consolidación de la restricción presupuestaria del agente representativo (1) junto con las restricciones de la firma (6) y del gobierno (9) implica la siguiente restricción de recursos en la economía:

$$c_t + i_t + ca(\Delta h_t) \leq (1 - \gamma)y_t \quad (10)$$

3.4. Condiciones de equilibrio

Las condiciones de equilibrio del modelo descrito se obtienen de reemplazar (7) y (8) en (2) y (3), respectivamente, más la restricción de recursos de la economía (10) y el proceso estocástico para el *shock* tecnológico (5). Dada una secuencia de *shocks*, el equilibrio competitivo de esta economía está caracterizado por las trayectorias de $\{c_t, h_t, k_t\}_{t=0}^{\infty}$ y los precios $\{r_t, w_t\}_{t=0}^{\infty}$ que maximizan el nivel de utilidad de individuos y firmas, y que a su vez vacían los mercados de bienes (cumple la restricción de recursos de la economía). El modelo no puede ser resuelto de manera analítica, de modo que las funciones de política para las variables de control se obtienen por medio de métodos numéricos. Mayores detalles del estado estacionario y del método de solución del modelo se encuentran en el apéndice.

Al ser el trabajo indivisible, el modelo permite obtener implicancias teóricas para la tasa de desempleo. Siguiendo a Chumacero (2000), dado que un individuo trabaja h_0 con probabilidad ϕ_t o no trabaja con probabilidad $(1 - \phi_t)$, entonces la tasa de desempleo se puede definir como:

$$1 - \phi_t = 1 - h_t/h_0$$

4. Efecto de los costos de ajuste sobre la tasa de desempleo

En cada país existe un marco legal que regula las relaciones laborales entre trabajadores y empleadores. Uno de los objetivos de estas instituciones

es proteger al trabajador en caso de pérdida del empleo. En países como Francia o Italia, los requerimientos para despedir un trabajador suelen ser más costosos que en E. Unidos o Canadá, por ejemplo. De la misma forma, en Europa los seguros de desempleo, en promedio, son más extendidos y de mayor magnitud que en Norteamérica. En general, mayores costos para despedir o contratar trabajadores dificultan el retorno de la tasa de desempleo a su nivel de largo plazo luego de enfrentar *shocks* que afectan el empleo. En una economía con agentes racionales que miran hacia el futuro, la presencia de costos de ajuste laboral incide sobre sus decisiones entre ocio y consumo. Si existen altos costos de ajuste, los agentes anticipan que una tasa de desempleo alta perdurará ante la presencia de un *shock* externo negativo, mientras que lo contrario sucederá ante un *shock* positivo. Por lo tanto, es posible que las rigideces del mercado laboral generen bimodalidad en las series. En lo que sigue se realizarán ejercicios de simulación con el modelo descrito previamente. Se muestra que la incorporación de costos de ajuste en el mercado del trabajo hace más probable encontrar series que poseen más de una moda.

Sin perder generalidad, supóngase el siguiente *set* de parámetros para una economía representativa: $\beta = 0.97$, $\alpha = 1.65$, $h_0 = 0.4$, $\theta = 0.4$, $\delta = 0.05$, $\tau_c = \tau_k = \tau_h = 0$, $\gamma = 0$, $\sigma_\varepsilon^2 = 0.01$. Una vez resuelto el modelo, se simulan series artificiales para la tasa de desempleo y se realiza el test de bimodalidad sobre cada serie. La Tabla 2 indica la fracción de muestras artificiales que no rechazan la existencia de una moda en la serie de desempleo, tomando distintos valores para los parámetros de costo de ajuste asimétrico (η_a) y cuadrático (η_q). En la parte superior a la izquierda de la Tabla se puede observar que en ausencia de costos de ajuste, casi la totalidad de las muestras no rechaza unimodalidad ($m = 1$). A medida que el parámetro de costos de ajuste cuadrático (η_q) es mayor, manteniendo $\eta_a = 0$, la fracción de muestras que no rechazan la hipótesis nula de unimodalidad va decreciendo. Dado que el test aplicado presenta un alto grado de consevadorismo (tendencia a no rechazar la nula), la probabilidad de encontrar series de desempleo bimodales (series que rechazan $m = 1$) en economías que presentan mayores rigideces y/o costos de ajuste en el mercado laboral puede ser incluso mayor. Estos resultados se mantienen en presencia de asimetrías en los costos de ajuste ($\eta_a = -0.8$, $\eta_a = 0.8$). Ante un nivel fijo para el parámetro de costos de ajuste cuadrático ($\eta_q = 50$) cambios en el parámetro de costos de ajuste asimétrico no presentan una relación directa con la probabilidad de generar series bimodales. El parámetro autorregresivo del *shock* tecnológico incide sobre la persistencia de las series artificiales de desempleo. A mayor valor de ρ_A , las simulaciones reportadas en la parte inferior de la Tabla 2 muestran

que menores valores para el parámetro de costo de ajuste cuadrático son necesarios para generar series bimodales de desempleo.

El modelo genera series en torno a su valor de estado estacionario, por ello, es de esperar encontrar series de desempleo unimodales si no hay costos de ajuste laboral ($\eta_q = 0, \eta_a = 0$). Sin embargo, debido a que mayores costos de ajuste hacen difícil modificar el empleo entre periodos, a medida que éstos se incrementan los agentes prevén que prevalecerá una tasa de desempleo alta cuando la economía se enfrente a *shocks* positivos y una tasa baja cuando se enfrente *shocks* negativos. Los ejercicios presentados muestran que la existencia de costos de ajuste o rigideces en el mercado del trabajo pueden dar origen a la presencia de bimodalidad en algunas de las series de tasa de desempleo en los países de la OECD.

Para finalizar esta sección, nótese en la Figura 3 que la distribución de una serie simulada larga sin costos de ajuste presenta claramente una moda y simetría en las colas. Sin embargo, en la medida que se incorporan costos de ajuste cuadráticos en el modelo y, en especial, costos de ajuste asimétricos, su forma comienza a cambiar, hasta llegar a apreciarse dos modas bien definidas en el caso con altos costos de ajuste cuadráticos y asimétricos. Un test razonable debería poder identificar bimodalidad en este último caso, lo que reafirma la idea de que el test de Silverman puede no ser el óptimo para series con las características de las series de tasa de desempleo.

5. Calibración del modelo

El modelo se calibra por país para replicar ciertos momentos en estado estacionario (período 1970-2004), haciendo uso de datos de cuentas nacionales de la base de datos de la OECD. El proceso de calibración se divide en tres partes: primero, el cálculo de las tasas de impuesto (τ_c, τ_h, τ_k); luego, la determinación de los parámetros de preferencias y tecnología ($\beta, \alpha, \theta, \delta, h_0, \gamma$); y finalmente, la determinación de los parámetros de costos de ajuste al trabajo (η_a, η_q), el coeficiente autorregresivo del *shock* tecnológico (ρ_A) y la volatilidad del componente de error del *shock* (σ_ε). La Tabla 3 contiene los valores escogidos por país para el conjunto de parámetros del modelo.

En el cálculo de las tasas de impuesto (τ_c, τ_h) se sigue de cerca el trabajo de Prescott (2004). Utilizando datos de cuentas nacionales (variables en mayúscula), la tasa de impuesto al consumo (τ_c) corresponde a:

$$\tau_c = \frac{IT_c}{C - IT_c}$$

donde los impuestos indirectos al consumo (IT_c) vienen dados por:

$$IT_c = \left(\frac{2}{3} + \frac{1}{3} \frac{C}{C+I} \right) IT$$

y C es el consumo privado, I la inversión privada e IT los impuestos indirectos totales.

En un modelo con trabajo indivisible es relevante la tasa de impuesto al trabajo promedio en vez de la tasa marginal utilizada por Prescott (2004), pertinente en un modelo de trabajo divisible. La tasa de impuesto al trabajo (τ_h) se calcula como:

$$\tau_h = \frac{ISS + (1 - \theta)(PIB - IT)\tau_{ing}}{(1 - \theta)(PIB - IT)} \equiv \tau_{ss} + \tau_{ing}$$

donde ISS corresponde a los impuestos de la seguridad social, $(1 - \theta)(PIB - IT)$ a los ingresos del trabajo y τ_{ing} a la tasa de impuesto al ingreso, que viene dada por:

$$\tau_{ing} = ID / (PIB - IT)$$

donde ID representa a los impuestos directos.

Una vez que se han obtenido series anuales para las tasas de impuesto al consumo y trabajo se calibran los parámetros para cada país tomando el promedio simple para el período 1970-2004. En el caso del impuesto al capital (τ_k) se utiliza para todos los países el promedio para la OECD según las estimaciones de Mendoza, et al. (1994, actualizadas hasta 1996) para el período entre 1970-1996 ($\tau_k = 0.36$).

La participación del trabajo en el producto $(1 - \theta)$ se calcula con datos de cuentas nacionales como sigue:

$$(1 - \theta) = [(WT - WG)(TDP + TI) / TDP] / VA$$

donde WT corresponde a los salarios totales, WG a los salarios del sector público, TDP al número de trabajadores dependientes del sector privado, TI a los trabajadores independientes y VA al valor agregado de la economía. En general, en las economías de la OECD este parámetro varía poco en el tiempo (un descenso gradual desde 1970) y es similar entre países. Su valor promedio para el período 1970-2004 ($\theta = 0.334$) se asigna a todas las economías, el cual es cercano al utilizado por Prescott (0.32).

La cantidad fija de tiempo ofrecido para trabajar (h_0) se escoge de manera tal de replicar el nivel de desempleo promedio y las horas efectivas trabajadas por trabajador en cada país durante el período. El máximo tiempo

disponible para trabajar por año, que se asume igual a 5200 horas por trabajador, se normaliza a uno.⁴ La tasa de depreciación (δ) se escoge para replicar la razón inversión a producto por país, la fracción de gasto del gobierno (γ) corresponde a la razón G/Y de cuentas nacionales.⁵ Dado un valor para la tasa de descuento (β), que se asume igual a 0.98 para todas las economías, más los valores asignados para el resto de parámetros, el coeficiente de preferencia por ocio sobre consumo (α) queda determinado por las ecuaciones en estado estacionario.

Finalmente, dado distintos valores para el coeficiente autorregresivo del *shock* tecnológico (ρ_A), costos de ajuste simétricos ($\eta_a = 0$) y el resto de parámetros ya calibrados, el coeficiente de costo de ajuste cuadrático (η_q) y la volatilidad de la innovación del *shock* tecnológico (σ_ε) se calibran numéricamente, a través de 5000 simulaciones artificiales, con el fin de replicar la persistencia de las series de desempleo (suma de coeficientes autorregresivos en un AR2) y su volatilidad durante el período 1970-2004, respectivamente (Tabla 1).⁶

Nótese que bajo este procedimiento los menores costos de ajuste laboral (menores coeficientes para η_q bajo $\rho_A = 0.7$) se encontrarían en E. Unidos, Portugal, Canadá y Australia, mientras que los más altos (mayores coeficientes para η_q con $\rho_A = 0.95$) en Austria, Japón, Suiza, Francia y España (que guarda coincidencia con los países de mayor y menor persistencia en la tasa de desempleo).⁷

6. Bimodalidad: ¿cambio estructural o costos de ajuste en el trabajo?

En la sección 4 se vio como mayores niveles de costo de ajuste laboral, posiblemente introducidos por instituciones que inflexibilizan el mercado del trabajo, generan series de tasa de desempleo con mayor probabilidad de presentar una distribución bimodal. Ciertamente, la existencia de cambios estructurales en la tasa de desempleo, que implican distintos niveles de equilibrio en cada régimen, puede también ser una causa para explicar por qué existen series con más de una moda. En esta sección se estudia

⁴Siguiendo a Prescott, se asume que el máximo tiempo disponible para trabajar por semana es 100 horas, lo que da como resultado 5200 horas al año.

⁵Con $c = C - IT_c$ e $y = C + I + G - IT$.

⁶Una alternativa deseable sería estimar la ecuación 8.

⁷El ranking de países según el coeficiente de costos de ajuste del modelo calibrado presenta una correlación de 0.35 con el ranking según el índice de protección al empleo de Nickell y Nunziata (2001) para el período 1970-95.

cuál de estos dos fenómenos resulta ser más factible para explicar la existencia de distribuciones bimodales en la tasa de desempleo de los países de la OECD. Con cada una de las “economías de laboratorio”, determinadas por las distintas configuraciones de parámetros calibrados por país (sección 5), se realizan ejercicios de simulación para evaluar la factibilidad de que cada economía tenga series bimodales sin la presencia de cambio estructural. También se evalúa la presencia de cambios estructurales en las tasas de desempleo por medio de tests estadísticos y sustento teórico. Haciendo uso del modelo calibrado para cada país, se analiza si cambios exógenos en las tasas de impuesto al trabajo son capaces de generar cambios en las tasas de equilibrio que avalen un cambio de régimen.⁸

6.1. Costos de ajuste y bimodalidad

En varias de las series de tasas de desempleo para los países de la OECD existe evidencia estadística de la presencia de bimodalidad. Para estudiar la factibilidad de que esto se deba a altos costos de ajuste en el trabajo (y no a cambio estructural), se simulan series artificiales de tasa de desempleo en el modelo calibrado por país (bajo un único estado estacionario) y se testea la presencia de bimodalidad de las series. En la Tabla 4 se reporta la fracción de muestras artificiales en la que no se puede rechazar la hipótesis nula de unimodalidad, en favor de la hipótesis alternativa de bimodalidad. A diferencia de los resultados presentados en la Tabla 1, en que es posible encontrar evidencia estadística de la presencia de más de una moda en las series reales de tasa de desempleo, en ningún país y bajo ninguna configuración de parámetros, la fracción de muestras que no rechazan la hipótesis nula de unimodalidad en las series simuladas es inferior al 40 %. Las series simuladas para Austria y Japón son las que logran los porcentajes más bajos (44 % y 59 %, respectivamente) a un 15 % de significancia y $\rho_A = 0.95$. Con un nivel de significancia más exigente (al 5 %) son muy pocos los casos en que la probabilidad de no rechazar una moda, en favor de dos, es inferior al 80 %. Sólo las series simuladas para Austria y Japón (con $\rho_A = 0.95$) presentan probabilidad de rechazar una moda en la tasa de desempleo inferior o igual a 80 % (0.71 % y 0.80 %, respectivamente). En resumen, a partir de un modelo que replica las características individuales de cada país, bajo un estado estacionario, las series más probables de presentar bimodalidad corresponden a las de Austria, Francia, Japón, España y Suiza, mientras que

⁸Para ello, se utiliza la ecuación de desempleo en estado estacionario: $\bar{U} = 1 - \left(\frac{(1-\theta)}{B \frac{\epsilon}{\beta} (1-\tau)} \right) / h_0$

las menos probables a las de Australia, Canadá Portugal y E. Unidos.

Si bien las series simuladas del modelo muestran una mayor probabilidad de existencia de bimodalidad en aquellos países en que efectivamente el test no puede rechazar bimodalidad en las series reales (correlación cercana al 50 % con los resultados presentados en la Tabla 1), las simulaciones muestran que es poco probable que la bimodalidad observada en varias de las series de tasa de desempleo efectivas para los países de la OECD tengan su única explicación en los altos costos de ajuste en el mercado laboral. La explicación alternativa, la presencia de un cambio estructural en algún momento del período 1970-2004, se evalúa en la subsección siguiente.

6.2. Cambio estructural y bimodalidad

La presencia de un cambio estructural en la tasa de desempleo puede ser una causa directa de la presencia de más de una moda en la distribución de la serie. Asumiendo que la tasa de desempleo se comporta como un proceso autorregresivo, se puede testear la estabilidad de los coeficientes para explorar la posibilidad de un quiebre estructural. La existencia de un quiebre estructural en uno o todos los coeficientes tiene un efecto directo sobre la tasa de desempleo de equilibrio que se deriva del modelo lineal, lo que puede dar origen a una distribución con más de una moda.

La Tabla 5 presenta 3 tests de quiebre estructural para las tasas de desempleo reales de cada país (Sup LM, Exp LM y Ave LM), suponiendo un quiebre sobre la constante o todos los coeficientes del modelo lineal. Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994) derivan la distribución asintótica de dichos tests cuando el período en que se produce el quiebre es desconocido ex-ante, mientras que Hansen (1996) aproxima el valor de los p-values correspondiente a los estadísticos del test.

La existencia de un cambio estructural en la tasa de desempleo, debido a un quiebre en todos los coeficientes del modelo lineal, se produce solo en cuatro países. Bajo un 10 % de significancia, la serie de España es la que presenta la evidencia más fuerte de cambio estructural (3 test de 3). En las series de Bélgica, Francia y Suecia también hay evidencia de quiebre en todos los coeficientes aunque menor que en el caso de España (2 test de 3). En estos cuatro países el cambio estructural sobre la tasa de desempleo habría ocurrido en la década del ochenta (década de reformas en el mercado laboral), siendo el año 1981 el año más probable en tres de dichas series. Cuando se prueba la estabilidad de la constante, los resultados muestran una evidencia más fuerte de cambio estructural en la tasa de desempleo. En doce de las veinte series estudiadas no es posible rechazar un quiebre estructural en al

menos uno de los tres test aplicados (al 10% de significancia). La evidencia más fuerte de un cambio estructural debido a un quiebre en la constante se presenta en las series de Bélgica, España y Suecia, que rechazan la hipótesis nula de un solo régimen en los tres test aplicados. Como se mostró, nótese que en estos tres países tampoco es posible rechazar un cambio estructural debido al quiebre en todos los parámetros del modelo lineal autorregresivo. En Australia, Canadá, Finlandia, Francia, Irlanda y N. Zelandia no es posible rechazar un cambio estructural de las tasas de desempleo en dos de los tres tests aplicados, mientras que en las series de Japón y Suiza solo uno de los tres tests no rechaza quiebre. El cambio estructural en estas series se produce principalmente en las décadas del setenta y ochenta.⁹

La aplicación de tests estadísticos para evaluar la presencia de un cambio estructural en las tasas de desempleo de los países de la OECD revelan que en alrededor de la mitad de las series es posible la existencia de más de un régimen. La evidencia de cambio estructural es mayor en Bélgica, España, Suecia y Francia, mientras que en Austria, E. Unidos, Holanda, Italia, Portugal y el R. Unido no hay indicio estadístico de un cambio de régimen en las tasas de desempleo.

6.3. Discusión de casos

Los resultados derivados de la aplicación de tests de modalidad y quiebre estructural sobre las tasas de desempleo de los países de la OECD se pueden clasificar en cuatro grupos: (i) aquellas series que presentan evidencia estadística de unimodalidad y sin cambio estructural (Caso 1); (ii) aquellas series que presentan bimodalidad y cambio estructural (Caso 2); (iii) aquellas series que presentan unimodalidad y cambio estructural (Caso 3); y (iv) aquellas series que presentan bimodalidad, pero sin cambio estructural (Caso 4). (Tabla 6).

Los ejercicios de simulación muestran que a pesar de que puede haber una correlación entre la probabilidad de rechazar unimodalidad en la tasa de desempleo y mayores costos de ajuste laboral, este no sería suficiente para generar la bimodalidad observada en algunas de las series reales. Por lo tanto, los casos 1 y 2 tendrían una explicación más simple que los casos 3 y 4.

El caso 1 agrupa a Holanda, Portugal, R. Unido y E. Unidos. Según las implicancias de las simulaciones del modelo, serían aquellos países que

⁹ Alternativamente, la aplicación del test de umbrales de Hansen (2000) no modifica los resultados obtenidos, salvo para Italia. En este caso, el test de umbrales encuentra evidencia estadística (al 10%) de un cambio de régimen en el año 1980.

tienen costos de ajuste más bajos e instituciones del mercado laboral más estables.¹⁰

El caso 2 agrupa a Australia, Bélgica, Francia, Irlanda, Japón, N. Zelandia, España y Suiza. Nótese que este grupo contiene a varios países que en las simulaciones mostraron altos costos de ajuste y mayores probabilidades relativas de presentar bimodalidad (España, Francia, Suiza y Japón), aunque también uno con las menores probabilidades (Australia). Sin embargo, como en términos absolutos esta probabilidad es baja, la bimodalidad tendría como causa fundamental un cambio estructural en la tasa de desempleo producido, por ejemplo, por un cambio en los impuestos al trabajo. Efectivamente, como lo muestra la Tabla 7, el cambio estructural detectado por el test estadístico tiene sustento teórico. En la mayoría de los casos el cambio en la tasa de desempleo entre regímenes ($\Delta U_{t_0, t_1}$) puede ser explicado por un cambio exógeno (lo determina la autoridad) en la tasa de impuesto efectivo al trabajo entre regímenes ($\Delta \tau_{t_0, t_1}^1, \Delta \tau_{t_0, t_1}^2$). En los países del caso 2, a excepción de Japón, el cambio en la tasa de desempleo predicho por el modelo ($\Delta \tilde{U}_{t_0, t_1}^1, \Delta \tilde{U}_{t_0, t_1}^2$) da cuenta del cambio producido efectivamente y en algunas ocasiones de uno mucho mayor (Irlanda).

El caso 3 agrupa a Canadá, Finlandia, Noruega y Suecia. La existencia de un quiebre estructural sobre la tasa de desempleo implica dos regímenes en la serie que podrían originar bimodalidad. Es sabido que el test de modalidad tiende a quedarse con la nula (en este caso unimodalidad), por lo que a veces se sugiere tomar un p-value mayor o, como propone Hall y York (2001), aplicar una versión calibrada del test. Sin embargo, sólo para la serie de Suecia este argumento puede ser válido (p-value = 0.16), puesto que en el resto de las series la evidencia en favor de bimodalidad es muy baja (p-value > 0.5). Además, el modelo soporta un cambio estructural en la serie a través de un cambio en los impuestos al trabajo (Tabla 7, Caso 3), por lo que en este caso el cambio estructural en la tasa de desempleo no es capaz de generar bimodalidad.

El caso 4 agrupa a Austria, Dinamarca, Alemania e Italia. De las implicancias del modelo (correlación positiva entre costos de ajuste y probabilidad de aceptar bimodalidad), estos países tendrían los mayores costos de ajuste laboral. Sin embargo, por mayores que sean estos, el modelo calibrado por país indica que no serían suficientes para generar bimodalidad en la serie. Tampoco se puede justificar una limitación del test de modalidad, puesto que en caso de equivocarse es para aceptar la hipótesis nula, no la alternati-

¹⁰E. Unidos y R. Unido, por ejemplo, muestran los menores índices de protección al empleo del período (Nickell y Nunziata, 2001).

va. Entonces, puede ser que efectivamente exista un cambio de régimen en la serie que el test de quiebre estructural no es capaz de detectar (de hecho el test de umbrales de Hansen encuentra un quiebre para Italia). Esto es lo que efectivamente muestra la Tabla 7. El cambio en la tasa de equilibrio predicho por el cambio en la tasa de impuesto al trabajo para los países del Caso 4 es muy superior al que efectivamente se produjo (a excepción de Alemania, que es casi igual al cambio efectivo). En la medida que la tasa de desempleo efectiva muestre una evolución lenta hacia el nuevo estado estacionario, es probable que el test de cambio estructural tenga menos efectividad en captar un cambio de régimen.

En resumen, la presencia de bimodalidad en la tasa de desempleo de doce países de la OECD se puede explicar en mayor medida por la existencia de un cambio estructural, el cual está sustentado por tests estadísticos y/o el modelo teórico. La presencia de costos de ajuste en el mercado laboral, si bien ayudan a aumentar la probabilidad de encontrar series bimodales, no son suficientes para generar la bimodalidad observada en las series reales (como sucede en los casos 1 y 3). El test de bimodalidad (p-value), por lo tanto, podría dar algún indicio de la presencia de costos de ajuste laboral en ausencia de un cambio estructural sobre la tasa de desempleo. Por ejemplo, el (negativo del) p-value del test de modalidad en los países sin quiebre (estadístico) muestra una correlación de 35 % con el índice de protección al empleo (que mide costos de despido) de Nickell y Nunziata (2001).

7. Conclusiones

En el presente estudio se evalúa la presencia de bimodalidad en las tasas de desempleo de la OECD y sus posibles causas. En relación con la discusión de la literatura, se discute el rol de los costos de ajuste en el trabajo y la existencia de un cambio estructural debido a una variación en la tasa de impuestos al trabajo.

Los ejercicios de simulación muestran que la presencia de bimodalidad en las series es producto de un cambio estructural más que por los costos de ajuste en el empleo. El cambio en la tasa de impuesto efectiva al trabajo entre períodos pre y post quiebre es, en casi todos los casos, suficiente para explicar el cambio observado en las tasas de desempleo. Los tests estadísticos indican que las series de España, Bélgica, Francia y Suecia presentan la evidencia más favorable a la existencia de un cambio estructural en la tasa de desempleo. En estos países, el cambio estructural habría ocurrido en la década del ochenta, década de reformas importantes en varios mercados

laborales en Europa.

Independiente de la presencia de un cambio estructural, mayores costos de ajuste pueden incrementar la probabilidad de encontrar bimodalidad en la tasa de desempleo. Este es el caso de las series simuladas para España, Francia, Suiza y Japón, aunque esta probabilidad es baja en términos absolutos. En las series reales, Bélgica, Alemania, Francia, Italia y España presentan la evidencia más fuerte de bimodalidad en sus tasas de desempleo (al 1 % de significancia). Como se puede ver, precisamente España y Francia están dentro de los países con series simuladas, bajo un solo régimen, con más probabilidades de tener bimodalidad. Esto indica que en ausencia de cambio estructural, el test de bimodalidad podría dar algún indicio de la presencia de costos de ajuste en el mercado laboral.

Referencias

- [1] Andrews, D. W. K. (1993), “Tests for parameter instability and structural change with unknown change point”. *Econometrica*, 61, 821-856.
- [2] Andrews, D. W. K. y W. Ploberger (1994), “Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative”. *Econometrica*, 62,1383-1414.
- [3] Bianchi, M. (1997), “Testing for convergence: evidence from non-parametric multimodality tests”. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, 393-409.
- [4] Chumacero, R. (2000), “¿Qué debemos pedirle a un candidato?. Un aporte a la discusión en torno a a la tasa de desempleo”. *Revista de Análisis Económico* 15(2): 69-87.
- [5] Daveri, F. y G. Tabellini (2000), “Unemployment, growth and taxation in industrial countries”. *Economic Policy*, Vol. 15, No. 30, 47-104.
- [6] Hall, P. y M. York (2001), “On the calibration of Silverman’s test for multimodality”. *Statistica Sinica* 11, 515-536.
- [7] Hansen, B. E. (1997), “Approximate asymptotic p-values for structural-change tests”. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 15, No. 1, pp. 60-67.
- [8] Hansen, B. E. (2000), “Sample splitting and threshold estimation”. *Econometrica*, Vol. 68, No. 3, 575-603.

- [9] Hansen, G. (1985), “Indivisible labor and the business cycle”. *Journal of Monetary Economics*, 16(3), 309-327.
- [10] Judd, K. (1998), *Numerical Methods in Economics*. MIT Press, Cambridge, MA.
- [11] Mendoza, E., Assaf Razin, y L. L. Tesar (1994), “Effective tax rates in macroeconomics: cross-country estimates of tax rates on factor incomes and consumption“. *Journal of Monetary Economics*, 34(3): 297-323.
- [12] Nickell, S. y L. Nunziata (2001), *Labour Market Institutions Database*. CEP, LSE, septiembre 2001.
- [13] Nickell, S., L. Nunziata y W. Ochel (2005), “Unemployment in the OECD since the 1960s: what do we know”. *The Economic Journal*, 115, 1-23.
- [14] Pfann, G., y F. Palm (1993), “Asymmetric adjustment cost in non-linear labour models for the Netherlands and U.K. manufacturing sectors”. *Review of Economics Studies* 60: 397-412.
- [15] Prescott, Edward C. (2004), “Why do americans work so much more than europeans?”. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 28, No. 1, 2-13.
- [16] Schmitt-Grohé, M. y M. Uribe (2004), “Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function”. *Journal of Economic Dynamics & Control* 28: 755-775.
- [17] Silverman, B.W. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London, UK: Chapman & Hall.
- [18] *World Economic Outlook* (2003). Capítulo 4: Unemployment and Labor Market Institutions: Why Reforms Pay Off?, abril 2003.

A. Apéndice

A.1. Lista de países

País	Código	País	Código
Australia	AUS	Japón	JAP
Austria	AUT	Holanda	NET
Bélgica	BEL	N. Zelandia	NZ
Canadá	CAN	Noruega	NOR
Dinamarca	DEN	Portugal	POR
Finlandia	FIN	España	SPA
Francia	FRA	Suecia	SWE
Alemania	GER	Suiza	SWI
Irlanda	IRE	R. Unido	UK
Italia	ITA	E. Unidos	USA

A.2. Lista de variables

Variable		Fuente
<i>U</i>	Tasa de desempleo	<i>EO, LFS</i>
<i>C</i>	Consumo privado	<i>NA</i>
<i>G</i>	Consumo del gobierno	<i>NA</i>
<i>I</i>	Inversión privada	<i>NA</i>
<i>IT</i>	Impuestos indirectos	<i>RS (v5110 + v5121)</i>
<i>ISS</i>	Impuestos de la seguridad social	<i>RS (v2000 + v3000)</i>
<i>PIB</i>	Producto interno bruto	<i>NA</i>
<i>ID</i>	Impuestos directos	<i>RS (v1100)</i>
<i>WT</i>	Salarios totales	<i>NA</i>
<i>WG</i>	Salarios sector público	<i>NA</i>
<i>TDP</i>	Trabajadores dependientes del sector privado	<i>EO</i>
<i>TI</i>	Trabajadores independientes	<i>EO</i>
<i>VA</i>	Valor agregado de la economía	<i>EO</i>
<i>h</i>	Promedio horas trabajadas	<i>EO</i>

EO: Economic Outlook (OECD), *LFS*: Labour Force Statistics (OECD),
NA: Annual National Accounts (OECD), *RS*: Revenue Statistics (OECD).

A.3. Solución del modelo con indivisibilidad en el trabajo

Las condiciones de equilibrio del modelo son las siguientes:

$$\frac{1}{c_t} = \beta E_t \left\{ \frac{1}{c_{t+1}} \left[(1 - \tau_k) \left[\theta A_{t+1} \left(\frac{k_{t+1}}{h_{t+1}} \right)^{\theta-1} - \delta \right] + 1 \right] \right\} \quad (11)$$

$$B c_t (1 + \tau_c) = (1 - \tau_h) \quad (12)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} (1 - \theta) A_t (k_t/h_t)^\theta + \eta_a [1 - \exp(\eta_a \Delta h_t)] \\ -\eta_q \Delta h_t - \beta E_t \{ \eta_a [1 - \exp(\eta_a \Delta h_{t+1})] - \eta_q \Delta h_{t+1} \} \\ c_t + k_{t+1} - (1 - \delta) k_t - 1 + \exp(\eta_a \Delta h_t) - \eta_a \Delta h_t \end{array} \right\} \quad (13)$$

$$+ 0.5 \eta_q \Delta h_t^2 \leq (1 - \gamma) A_t k_t^\theta h_t^{1-\theta}$$

$$\ln A_{t+1} = \rho_A \ln A_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

El modelo está compuesto por 4 ecuaciones en diferencias, 2 variables de control (c_t y h_t), una variable de estado endógeno (k_t), una variable de estado exógena (A_t) y un conjunto de 13 parámetros ($\beta, \alpha, \theta, \delta, h_0, \rho_A, \tau_c, \tau_k, \tau_h, \eta_a, \eta_q, \gamma, \sigma_\varepsilon$).

La solución del sistema de ecuaciones del modelo en estado estacionario arroja los valores de k y de h de estado estacionario, \bar{k} y \bar{h} . Estos valores están determinados por los parámetros tecnológicos y de preferencias:

$$\bar{k} = \left[\frac{\varphi' + \delta}{\theta} \right]^{1/(\theta-1)} \bar{h}$$

$$\bar{h} = \left[\frac{(1 - \tau_h)(1 - \theta)(\varphi' + \delta)}{B(1 + \tau_c)[(\varphi' + \delta)(1 - \gamma) - \delta\theta]} \right] \equiv \frac{(1 - \theta)}{B \bar{y} \frac{1}{(1 - \tau)}}$$

donde $\varphi' = (1/\beta - 1)/(1 - \tau_k)$ y $\tau = (\tau_h + \tau_c)/(1 + \tau_c)$.¹¹

Una vez que se han escogido los valores apropiados para el conjunto de parámetros, el modelo puede ser resuelto por medio de métodos numéricos. La existencia de asimetría en los costos de ajuste en el empleo requiere también de una respuesta asimétrica a un *shock* tecnológico según sea el signo de éste. Por este motivo, las usuales técnicas de aproximación de primer orden a la función de política (en torno al estado estacionario) no son aconsejables. Una buena alternativa es aplicar el método de perturbación con una aproximación de Taylor de segundo orden a la función de política (Judd,

¹¹ Prescott (2004) llama a esta tasa de impuesto como la tasa de impuesto efectiva al trabajo.

1998; Schmitt-Grohé y Uribe, 2004), el cual permite obtener *policy functions* que responden de manera asimétrica a los *shocks* tecnológicos en el modelo planteado.

Siguiendo a Schmitt-Grohé y Uribe (2004), las condiciones de equilibrio de un modelo estocástico de equilibrio general usualmente pueden ser representadas por el siguiente sistema de ecuaciones:

$$E_t f(y_{t+1}, y_t, x_{t+1}, x_t) = 0 \quad (15)$$

donde y_t es un vector de variables no predeterminadas o controles (no confundir con y_t asociado al producto) y x_t un vector de variables predeterminadas o estados. El vector de estados, x_t , se puede separar en variables endógenas y exógenas, $x_t = [x_t^1, x_t^2]'$, donde x_t^2 sigue el siguiente proceso estocástico:

$$x_{t+2}^2 = \Lambda x_t^2 + \tilde{\zeta} \sigma \varepsilon_{t+1}$$

La solución del sistema tiene la siguiente forma:

$$\begin{aligned} y_t &= g(x_t, \sigma) \\ x_{t+1} &= h(x_t, \sigma) + \zeta \sigma \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (16)$$

donde $g(x_t, \sigma)$ y $h(x_t, \sigma)$ son aproximadas por una expansión de Taylor de segundo orden en torno al vector de estados en estado estacionario, dado x_0 .¹²

El *set* de condiciones de equilibrio del modelo (11 - 14) sólo requiere de una ecuación adicional (la variable auxiliar $a_{t+1} = \ln h_t$) para ser representado como (15). Usualmente la solución se expresa en desvíos porcentuales con respecto al estado estacionario, de modo que $y_t = [\ln c_t, \ln h_t]$ y $x_t = [\ln k_t, a_t, \ln A_t]$.

A.4. Test no paramétrico de multimodalidad¹³

Si tenemos una muestra de observaciones $\{x_i\}_{i=1}^n$ independientes e idénticamente distribuidas, podemos construir un estimador no paramétrico de su densidad $f(x)$ de la siguiente manera:

$$\hat{f}_h = (nh)^{-1} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - x_i}{h}\right) = (nh)^{-1} \sum_{i=1}^n K(u)$$

¹² $\zeta = [\emptyset \quad \tilde{\zeta}]'$

¹³ En la descripción del test se sigue de cerca a Bianchi (1997)

donde $h > 0$ es el *bandwidth* o “ancho de ventana” y K es una función *kernel* que satisface:

$$\int_{-\infty}^{\infty} K(u)du = 1$$

Usualmente, pero no siempre, K será una función de densidad de probabilidad simétrica. Por ejemplo, el kernel gaussiano utiliza una función de densidad normal:

$$K(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}u^2\right)$$

Por otro lado, h determina el grado de suavidad de la densidad estimada. A mayor valor de h , más suave será la densidad estimada.

Existe un valor de h en particular que es determinante a la hora de llevar a cabo un test de multimodalidad. Específicamente, el menor valor de h que es capaz producir una densidad de m modas se denomina “bandwidth crítico” y se denotará \hat{h}_m .¹⁴ Esto quiere decir que para todo $h < \hat{h}_m$, la densidad estimada \hat{f}_h tendrá al menos $m + 1$ modas. El concepto de bandwidth crítico se puede utilizar como estadístico para testear:

$$H_0 : f(x) \text{ tiene } m \text{ modas } v/s \ f(x) \text{ tiene al menos } m + 1 \text{ modas}$$

Un valor grande para \hat{h}_m es indicador de la presencia de más de m modas. Sin embargo, que valor es “grande” en este contexto no lo sabemos. Para ello se utiliza la técnica de bootstrap, que nos permite computar “críticos” contra los cuales comparar nuestro estadístico.

Si se utiliza una función kernel gaussiana, el procedimiento para realizar el test es el siguiente:

1. Se generan B muestras bootstrap $x^* = (x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*)$ de la siguiente forma:

$$x_i^* = \bar{y}^* + (1 + \hat{h}_m^2/\hat{\sigma}^2)^{-1/2}(y_i^* - \bar{y}^* + \hat{h}_m e_i) \quad i = 1, \dots, n$$

donde $y^* = (y_1^*, y_2^*, \dots, y_n^*)$ es una muestra sorteada con reemplazo de (x_1, x_2, \dots, x_n) ; \bar{y}^* es el promedio simple de y^* ; $\hat{\sigma}^2$ es la varianza muestral de $x = \{x_i\}_{i=1}^n$; y e_i es un valor aleatorio con distribución normal $(0,1)$.

¹⁴Una moda en una densidad f corresponde a un máximo local de la misma.

2. Para cada muestra bootstrap $x^* = (x_1^*, x_2^*, \dots, x_n^*)$ se computa el bandwidth crítico consistente con m modas, que se denotan $\hat{h}_m^*(1), \hat{h}_m^*(2), \dots, \hat{h}_m^*(B)$ respectivamente.
3. Se computa el nivel de significancia (ASL) alcanzado por el test:¹⁵

$$ASL_m = \# \left\{ h_m^*(b) \geq \hat{h}_m \right\} / B \quad b = 1, \dots, B$$

4. No se puede rechazar la hipótesis nula de m modas en $f(x)$ si ASL_m es mayor que un nivel de significancia α determinado. Usualmente $\alpha = 0.05$.

En la literatura suele plantearse que el test presenta un grado importante de conservadurismo, es decir, que tiende a quedarse en demasía con la hipótesis nula de unimodalidad. Al respecto, algunos autores aconsejan considerar un mayor valor del p-value para rechazar la hipótesis nula. Hall y York (2001), en cambio, en vez de ajustar el nivel del test (α), calibran el valor de λ_α para cada valor de α , tal que se cumpla:

$$P \left\{ P(h_m^*/\hat{h}_m \leq \lambda_\alpha | X) \geq 1 - \alpha \right\} = \alpha$$

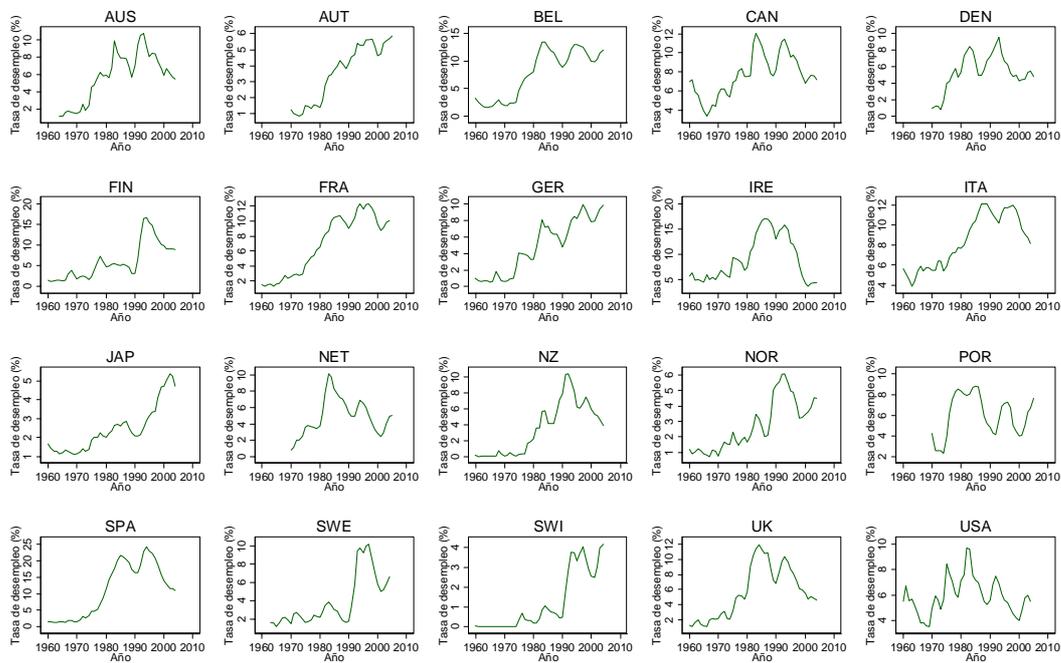
Es decir, que bajo la nula y un nivel α se rechace H_0 con probabilidad α (nivel asintótico del test igual a α). El test original implica $\lambda_\alpha = 1$ y, en general, que H_0 se rechaza en una proporción menor a α (bajo la nula).

¹⁵De manera equivalente sólo se puede chequear la proporción de casos en que $\hat{f}_{h_m}^*$ tiene más de m modas.

B. Figuras y Tablas

Figura 1

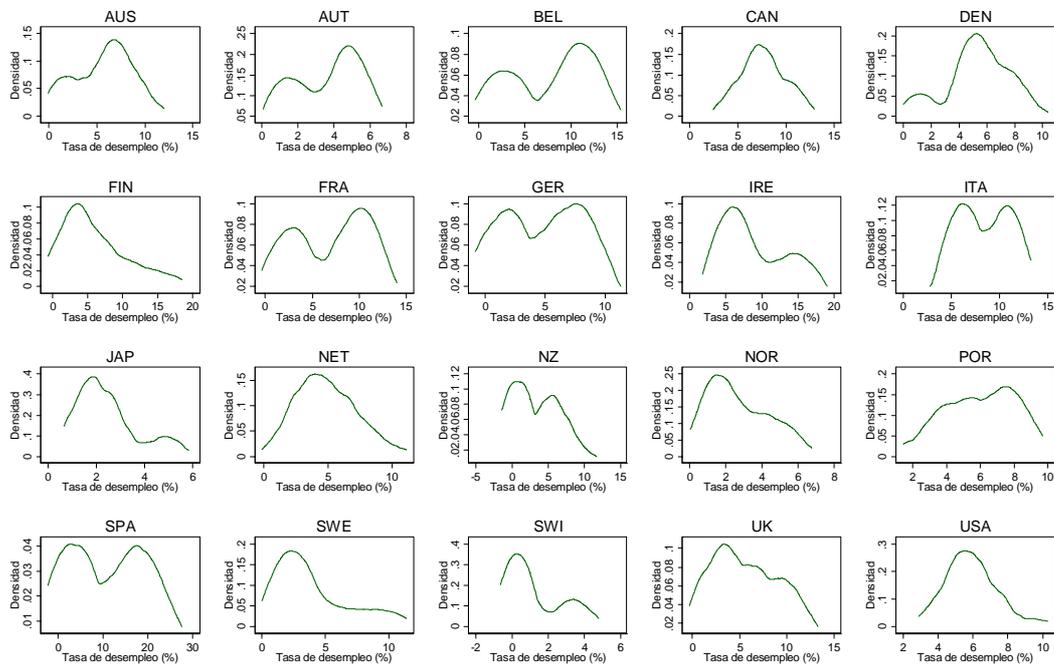
Tasas de desempleo



Fuente: Labor Force Statistics, OECD

Figura 2

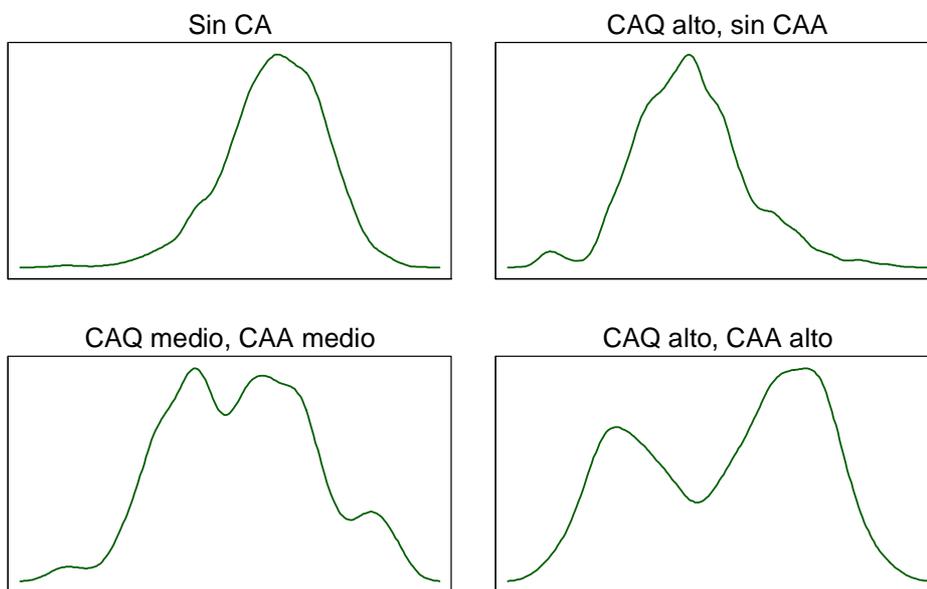
Distribución tasas de desempleo



Fuente: Labor Force Statistics, OECD. Kernels: Epanechnikov

Figura 3

Costos de ajuste y bimodalidad



Nota: Simulaciones en base a una serie larga (5000 per.); CAQ: ctos. de ajuste cuadrático; CAA: ctos. de ajuste asimétrico

Tabla 1

Tasa de desempleo en la OECD: persistencia y bimodalidad (1970-2004)					
País	Tasa	Volatilidad T.	Persistencia	Test bimodalidad*	
	Desempleo	Desempleo		h crítico	p-value
AUS	6.4	2.42	0.809	1.66	0.053
AUT	3.5	1.76	0.965	1.21	0.035
BEL	9.3	3.63	0.912	3.14	0.010
CAN	8.4	1.83	0.778	0.81	0.524
DEN	5.4	2.24	0.829	1.20	0.065
FIN	7.1	4.32	0.876	1.76	0.524
FRA	8.3	3.16	0.938	2.86	0.005
GER	5.9	2.78	0.912	2.28	0.010
IRE	10.2	4.47	0.930	2.67	0.080
ITA	9.3	2.25	0.923	1.98	0.004
JAP	2.8	1.19	0.952	0.70	0.065
NET	4.9	2.31	0.847	0.75	0.738
NOR	3.2	1.53	0.886	0.62	0.648
NZ	4.4	3.08	0.909	2.00	0.031
POR	5.9	2.02	0.795	1.07	0.166
SPA	13.7	7.04	0.937	6.46	0.009
SWE	4.4	2.83	0.903	1.50	0.164
SWI	1.6	1.51	0.944	1.00	0.012
UK	6.8	2.96	0.888	1.53	0.367
USA	6.2	1.37	0.683	0.65	0.270

Fuente: Estimación propia en base a datos de la OECD. * Estimación para el período más largo disponible entre 1960-2005. H_0 : No. modas=1, muestras bootstrap: # 1000.

Tabla 2

Costos de ajuste y bimodalidad en la tasa de desempleo: simulaciones para una economía representativa

$\rho_A = 0.8$					$\rho_A = 0.8$				
η_a	η_q	al 5%	al 10%	al 15%	η_a	η_q	al 5%	al 10%	al 15%
0	0	0.99	0.98	0.94	-0.8	0	0.98	0.96	0.93
0	50	0.93	0.84	0.75	-0.8	50	0.93	0.84	0.76
0	150	0.83	0.73	0.64	-0.8	150	0.85	0.71	0.63
0	300	0.78	0.67	0.57	-0.8	300	0.78	0.66	0.55
0	400	0.69	0.59	0.49	-0.8	400	0.73	0.61	0.49
0	500	0.67	0.53	0.45	-0.8	500	0.69	0.58	0.49
0	600	0.62	0.50	0.42	-0.8	600	0.62	0.50	0.42
0	700	0.59	0.47	0.39	-0.8	700	0.58	0.42	0.35
0	800	0.54	0.42	0.34	-0.8	800	0.55	0.41	0.34
0	900	0.55	0.41	0.34	-0.8	900	0.59	0.46	0.36
0	1000	0.57	0.43	0.31	-0.8	1000	0.53	0.40	0.33

$\rho_A = 0.8$					$\rho_A = 0.8$				
η_a	η_q	al 5%	al 10%	al 15%	η_a	η_q	al 5%	al 10%	al 15%
0.8	0	0.98	0.95	0.92	1	50	0.89	0.81	0.74
0.8	50	0.92	0.85	0.75	0.8	50	0.93	0.83	0.76
0.8	150	0.82	0.70	0.61	0.6	50	0.92	0.85	0.77
0.8	300	0.73	0.63	0.52	0.4	50	0.93	0.84	0.73
0.8	400	0.68	0.55	0.46	0.2	50	0.91	0.83	0.75
0.8	500	0.66	0.54	0.45	0	50	0.89	0.83	0.75
0.8	600	0.65	0.52	0.42	-0.2	50	0.90	0.83	0.74
0.8	700	0.61	0.50	0.39	-0.4	50	0.92	0.86	0.79
0.8	800	0.53	0.39	0.32	-0.6	50	0.91	0.85	0.76
0.8	900	0.52	0.40	0.32	-0.8	50	0.89	0.81	0.75
0.8	1000	0.59	0.44	0.33	-1	50	0.91	0.82	0.74

$\rho_A = 0.95$					$\rho_A = 0.90$				
η_a	η_q	al 5%	al 10%	al 15%	η_a	η_q	al 5%	al 10%	al 15%
0	0	0.98	0.96	0.92	0	0	0.99	0.96	0.93
0	5	0.91	0.85	0.78	0	5	0.93	0.86	0.81
0	10	0.87	0.80	0.71	0	10	0.93	0.86	0.79
0	20	0.84	0.74	0.64	0	20	0.92	0.81	0.73
0	30	0.81	0.65	0.56	0	30	0.87	0.77	0.67
0	50	0.78	0.64	0.52	0	50	0.83	0.73	0.63
0	100	0.73	0.62	0.51	0	100	0.80	0.67	0.59
0	200	0.66	0.51	0.43	0	200	0.79	0.64	0.51
0	300	0.61	0.46	0.36	0	300	0.69	0.53	0.43
0	500	0.53	0.41	0.33	0	500	0.63	0.50	0.38
0	800	0.52	0.38	0.29	0	800	0.59	0.47	0.36
0	1000	0.49	0.36	0.30	0	1000	0.54	0.41	0.30

Nota: Se reporta la fracción de muestras artificiales que no rechaza la hipótesis nula de unimodalidad a 5%,10% y 15% de significancia. Se simularon 500 muestras artificiales de tamaño 200. Para el test de multimodalidad se sortearon 500 muestras bootstrap.

Tabla 3

Parametrización del modelo con indivisibilidad en el trabajo: calibración por país

País	α	h_0	δ	τ_h	τ_c	γ	$\rho_A = 0.7$		$\rho_A = 0.85$		$\rho_A = 0.95$	
							η_q	σ_ε	η_q	σ_ε	η_q	σ_ε
AUS	1.983	0.384	0.079	0.157	0.095	0.192	2.60	0.024	0.35	0.017	-	-
AUT	1.686	0.314	0.063	0.378	0.209	0.219	-	-	-	-	60.00	0.029
BEL	1.590	0.349	0.048	0.397	0.187	0.252	34.00	0.076	8.80	0.031	1.70	0.026
CAN	1.915	0.374	0.047	0.219	0.129	0.240	1.27	0.012	-	-	-	-
DEN	1.836	0.333	0.052	0.321	0.339	0.312	4.00	0.020	0.63	0.013	-	-
FIN	1.497	0.377	0.078	0.360	0.260	0.248	11.30	0.070	2.60	0.037	0.46	0.038
FRA	1.624	0.347	0.046	0.368	0.210	0.254	-	-	33.00	0.044	7.50	0.028
GER	1.697	0.336	0.054	0.351	0.166	0.222	38.00	0.067	9.80	0.026	2.40	0.022
IRE	1.662	0.405	0.052	0.199	0.252	0.244	-	-	18.00	0.056	3.70	0.041
ITA	1.795	0.355	0.057	0.295	0.136	0.205	62.00	0.081	16.00	0.027	3.90	0.021
JAP	1.695	0.397	0.086	0.221	0.067	0.174	-	-	105.00	0.042	19.00	0.016
NET	1.849	0.312	0.052	0.391	0.196	0.278	6.12	0.021	1.13	0.013	-	-
NZ	1.803	0.373	0.061	0.194	0.153	0.201	22.50	0.035	5.50	0.016	1.35	0.015
NOR	2.059	0.297	0.111	0.334	0.321	0.262	31.00	0.077	8.10	0.031	1.80	0.027
POR	1.746	0.373	0.066	0.208	0.137	0.169	2.17	0.021	0.24	0.016	-	-
SPA	1.558	0.428	0.060	0.237	0.101	0.167	-	-	-	-	5.40	0.074
SWE	1.518	0.319	0.035	0.481	0.253	0.332	26.00	0.043	6.50	0.019	1.15	0.017
SWI	1.840	0.332	0.069	0.243	0.081	0.134	-	-	55.00	0.028	12.00	0.015
UK	1.714	0.366	0.033	0.231	0.167	0.228	14.50	0.038	3.40	0.019	0.52	0.019
USA	1.691	0.383	0.032	0.203	0.053	0.175	0.02	0.006	-	-	-	-

Parámetros calibrados para modelo con indivisibilidad usando datos anuales de la OECD. Período 1970-2004. Parámetros comunes: $\beta=0.98$, $\theta=0.334$, $\tau_k=0.36$, $\eta_a=0$. Un guión indica que no existe una combinación de parámetros (η_q , σ_ε) capaz de replicar persistencia y volatilidad de la tasa de desempleo dado el parámetro de persistencia del shock.

Tabla 4

Bimodalidad en tasas de desempleo simuladas: tests a partir del modelo calibrado por país

País	$\rho_A = 0.7$			$\rho_A = 0.85$			$\rho_A = 0.95$		
	al 5%	al 10%	al 15%	al 5%	al 10%	al 15%	al 5%	al 10%	al 15%
AUS	0.994	0.970	0.920	0.980	0.958	0.932	-	-	-
AUT	-	-	-	-	-	-	0.706	0.544	0.444
BEL	0.948	0.874	0.818	0.928	0.858	0.788	0.918	0.850	0.796
CAN	0.988	0.968	0.928	-	-	-	-	-	-
DEN	0.984	0.956	0.914	0.980	0.936	-	-	-	-
FIN	0.980	0.940	0.900	0.970	0.948	0.906	0.960	0.930	0.886
FRA	-	-	-	0.884	0.788	0.704	0.844	0.762	0.676
GER	0.940	0.874	0.806	0.922	0.866	0.790	0.908	0.848	0.788
IRE	-	-	-	0.916	0.846	0.780	0.890	0.794	0.714
ITA	0.926	0.864	0.790	0.934	0.850	0.788	0.910	0.820	0.742
JAP	-	-	-	0.804	0.660	0.552	0.798	0.684	0.586
NET	0.974	0.950	0.914	0.978	0.954	0.924	-	-	-
NZ	0.964	0.914	0.880	0.970	0.926	0.850	0.964	0.900	0.844
NOR	0.964	0.906	0.842	0.934	0.870	0.816	0.944	0.862	0.798
POR	0.990	0.964	0.938	0.986	0.966	0.932	-	-	-
SPA	-	-	-	-	-	-	0.864	0.770	0.692
SWE	0.942	0.886	0.804	0.964	0.894	0.838	0.908	0.844	0.776
SWI	-	-	-	0.880	0.776	0.696	0.820	0.740	0.634
UK	0.968	0.934	0.876	0.954	0.914	0.862	0.960	0.908	0.858
USA	0.994	0.974	0.936	-	-	-	-	-	-

Nota: Se reporta la fracción de muestras artificiales que no rechaza la hipótesis nula de unimodalidad para distintos niveles de significancia. Se simularon 500 muestras artificiales de tamaño 200 con el modelo calibrado por país, según distintos valores para ρ (Tabla 3). Para el test de multimodalidad se sortearon 500 muestras bootstrap.

Tabla 5

Quiebre estructural en las series de tasa de desempleo de la OECD

País	Test Sup LM		Test Exp LM		Test Ave LM		Quiebre sobre	Año quiebre
	Estadístico	P-Value	Estadístico	P-Value	Estadístico	P-Value		
AUS	7.06	0.100	1.54	0.094	2.03	0.110	Constante	1973
	7.22	0.494	2.47	0.255	4.41	0.164	Todos	1973
AUT	6.14	0.152	1.11	0.169	1.33	0.231	Constante	1980
	7.33	0.481	2.27	0.306	4.03	0.210	Todos	1989
BEL	7.19	0.095	1.86	0.063	2.34	0.081	Constante	1979
	11.60	0.120	3.755	0.080	6.02	0.053	Todos	1981
CAN	6.99	0.104	1.905	0.059	2.51	0.069	Constante	1974
	7.07	0.514	2.219	0.320	3.76	0.251	Todos	1974
DEN	3.37	0.480	0.573	0.388	0.92	0.375	Constante	1993
	3.83	0.931	1.28	0.680	2.16	0.640	Todos	1996
FIN	5.63	0.189	1.76	0.071	3.14	0.039	Constante	1989
	6.44	0.601	2.12	0.349	3.81	0.243	Todos	1994
FRA	6.71	0.118	1.79	0.068	2.23	0.090	Constante	1978
	10.31	0.191	4.04	0.062	6.84	0.029	Todos	1981
GER	5.41	0.207	1.32	0.126	2.00	0.112	Constante	1979
	6.51	0.591	2.06	0.366	3.57	0.283	Todos	1995
IRE	6.84	0.111	1.93	0.058	2.53	0.068	Constante	1987
	7.74	0.429	2.76	0.198	5.04	0.107	Todos	1987
ITA	5.94	0.165	1.43	0.108	2.11	0.101	Constante	1980
	9.14	0.282	2.59	0.230	4.13	0.198	Todos	1980
JAP	5.71	0.183	1.48	0.101	2.46	0.072	Constante	1990
	6.94	0.532	2.18	0.331	3.73	0.256	Todos	1990
NET	5.25	0.222	1.09	0.171	1.47	0.197	Constante	1979
	5.83	0.687	1.81	0.453	3.01	0.401	Todos	1994
NOR	5.29	0.218	1.48	0.102	2.33	0.082	Constante	1986
	5.83	0.687	2.20	0.324	4.15	0.195	Todos	1980
NZ	5.57	0.194	1.55	0.093	2.33	0.082	Constante	1977
	7.19	0.499	2.55	0.239	4.36	0.169	Todos	1986
POR	2.10	0.761	0.30	0.640	0.51	0.638	Constante	1986
	6.06	0.654	1.38	0.635	1.94	0.715	Todos	1986
SPA	10.24	0.024	2.86	0.018	3.23	0.037	Constante	1976
	13.17	0.066	5.28	0.021	8.07	0.012	Todos	1981
SWE	8.48	0.053	2.68	0.023	3.91	0.020	Constante	1989
	10.66	0.169	4.01	0.064	6.82	0.030	Todos	1989
SWI	5.97	0.163	1.39	0.115	2.44	0.074	Constante	1991
	6.71	0.562	2.05	0.370	3.64	0.272	Todos	1991
UK	5.05	0.243	1.04	0.185	1.59	0.173	Constante	1973
	5.75	0.698	1.77	0.469	3.06	0.388	Todos	1974
USA	5.98	0.162	1.32	0.126	1.80	0.138	Constante	1969
	7.31	0.483	2.41	0.270	4.01	0.213	Todos	1969

Nota: tests de cambio estructural de Andrews (1993) y Andrews-Ploberger (1994). P-values aproximados según Hansen (1996) indican la probabilidad de no rechazar la hipótesis nula H_0 : no hay quiebre estructural. Dado que dichos tests excluyen las colas de la serie, se utilizan las series más largas disponibles entre los años 1960 y 2005. Se asume un proceso AR(2) con constante para la tasa de desempleo anual.

Tabla 6

Clasificación de países según evidencia sobre bimodalidad y cambio estructural

	Unimodalidad	Bimodalidad
Sin cambio estructural	<i>Caso 1</i> NET POR UK USA	<i>Caso 4</i> AUT DEN GER ITA
Con cambio estructural	<i>Caso 3</i> CAN FIN NOR SWE	<i>Caso 2</i> AUS BEL FRA IRE JAP NZ SPA SWI

Nota: Se clasifica cada país según la evidencia estadística encontrada con respecto a la presencia de bimodalidad en la tasa de desempleo (p-value ≤ 0.10 en Tabla 1) y cambio estructural (p-value ≤ 0.10 en cualquiera de los tests en Tabla 5).

Tabla 7

Impuesto efectivo al trabajo y desempleo en equilibrio pre (t_0) y post (t_1) quiebre (%)

	$\Delta U_{t_0, t_1}$	$\Delta \tau^1_{t_0, t_1}$	$\Delta \tau^2_{t_0, t_1}$	$\Delta \hat{U}^1_{t_0, t_1}$	$\Delta \hat{U}^2_{t_0, t_1}$
<i>Caso 2</i>					
AUS	5.2	4.1	5.3	5.0	6.5
BEL	6.9	5.6	4.8	9.9	8.5
FRA	6.2	7.2	6.7	12.6	11.7
IRE	0.1	5.2	7.0	7.3	9.8
JAP	1.7	-0.3	0.6	-0.4	0.8
NZ	2.4	2.7	8.2	3.7	11.1
SPA	13.3	10.9	14.9	13.6	18.6
SWI	2.9	2.8	3.6	3.9	5.0
<i>Caso 3</i>					
CAN	3.0	4.7	4.2	6.2	5.6
FIN	6.7	10.0	12.2	18.4	22.3
NOR	5.5	2.8	3.9	5.3	7.4
SWE	4.5	4.7	6.9	10.9	15.8
<i>Caso 4</i>					
AUT	3.3	5.4	5.7	10.1	10.7
DEN	0.0	4.4	6.6	8.2	12.2
GER	4.9	1.9	1.9	3.1	3.2
ITA	4.0	9.6	11.4	14.0	16.7

Nota: Se reporta el cambio entre regímenes (t_0, t_1) de la tasa de desempleo (U) e impuestos efectivos al trabajo ($\tau = (\tau_h + \tau_c) / (1 + \tau_c)$). El superíndice 1 indica que sólo cambia el impuesto al trabajo (τ_h), 2 indica cambio en impuesto al trabajo y consumo (τ_c). Las dos columnas finales indican el cambio en el desempleo predicho por el modelo, en equilibrio, tanto para el cambio en τ^1 como para τ^2 .