

UN TEST ALTERNATIVO DE LA HIPOTESIS DE SUSTITUCION INTERTEMPORAL DEL TRABAJO

Francisco J. GOERLICH GISBERT*

*Universidad de Valencia
Federación Valenciana de Cajas de Ahorros*

El objeto del presente trabajo es contrastar para la economía española una de las teorías fundamentales del paradigma neoclásico, el modelo de sustitución intertemporal del trabajo inicialmente avanzado por Lucas y Rapping (1969). Esencialmente dicha hipótesis explica las fluctuaciones en el empleo (horas trabajadas) como respuesta de la oferta de trabajo a movimientos transitorios en los salarios reales, ello permite generar una gran elasticidad en la oferta de trabajo a corto plazo compatible con una elasticidad prácticamente nula a largo plazo y explicar así las fluctuaciones que se observan en el mercado de trabajo dentro de un marco de equilibrio competitivo. Los resultados obtenidos muestran que los datos generados por la economía española en los últimos años no son compatibles con la hipótesis de sustitución intertemporal del trabajo.

«In general, then, I see no way to account for observed employment patterns that does not rest on an understanding of the intertemporal substitutability of labor» [Lucas (1981)].

1. Introducción

El objeto del presente trabajo es contrastar para la economía española una de las teorías fundamentales del paradigma neoclásico, el modelo de sustitución intertemporal entre ocio y consumo inicialmente avanzado por Lucas y Rapping (1969). Esencialmente dicha hipótesis explica las fluctuaciones en el empleo (horas trabajadas) como respuesta de la oferta de trabajo a movimientos transitorios en los salarios reales, lo que permite generar una gran elasticidad en la oferta de trabajo a corto plazo compatible con una elasticidad prácticamente nula a largo plazo y explicar así las fluctuaciones que se observan en el mercado de trabajo dentro de un marco de equilibrio competitivo.

* Este trabajo es parte de mi tesis doctoral *Mercado de Trabajo y Fluctuaciones Económicas: Un Enfoque de Equilibrio* (junio, 1990), presentada en la Universidad de Valencia. Quiero agradecer las sugerencias recibidas por mi director J. Andrés, y los miembros del tribunal, D. Contreras, J. A. Martínez, S. Bentolila, J. Quesada y J. García. Cualquier error que pudiera contener el presente artículo es de mi única responsabilidad.

Los comentarios de un evaluador anónimo contribuyeron a mejorar notablemente el presente trabajo.

El test que se ofrece a continuación explota esta idea y observa como, bajo la hipótesis de sustitución intertemporal, las fluctuaciones en la oferta de trabajo¹ son proporcionales al valor presente descontado de los cambios futuros esperados en los salarios reales, por lo que las ideas desarrolladas en Campbell y Shiller (1987) y aplicadas por Campbell (1987) a la hipótesis de la renta permanente son también de aplicación, con ciertas modificaciones, en este contexto. Finalmente, el trabajo aplica este contraste a datos agregados de la economía española.

Curiosamente este modelo no ha recibido ninguna atención por parte de los investigadores españoles. Tradicionalmente, los estudios del mercado de trabajo en España se han apoyado más bien sobre la función de demanda de trabajo y/o en modelos de competencia imperfecta del tipo Layard-Nickell (1987), donde una oferta de trabajo no-competitiva viene representada por una ecuación de fijación de salarios nominales.

Sin embargo, aunque este modelo pudiera parecer, *a priori*, inconsistente con la realidad de nuestro país, es necesario contrastarlo formalmente y examinar si es compatible con los datos; y ello es así por varios motivos. En primer lugar, la hipótesis de sustitución intertemporal de Lucas-Rapping (1969) es una extensión multiperíodo del modelo básico de oferta de trabajo explicado en los manuales de microeconomía, donde los trabajadores eligen entre el tiempo dedicado a trabajar y el tiempo de ocio. Es, por tanto, un modelo sencillo y plenamente consistente con la racionalidad económica, siendo utilizado actualmente por numerosos manuales de macroeconomía para introducir el mercado de trabajo y/o la teoría moderna de las fluctuaciones económicas.

En segundo lugar, aunque la hipótesis fue avanzada hace ya bastante tiempo, ha sido en la década de los 80 cuando ha recibido especial atención por parte de investigadores americanos e ingleses y ello debido al papel que la misma juega en las modernas teorías reales del ciclo que enfatizan el papel de los shocks en la productividad como origen de las fluctuaciones [Lucas (1981, 1987), Kydland y Prescott (1982, 1988)]. Es precisamente el mecanismo de la sustitución intertemporal entre ocio y consumo el que permite a los economistas neoclásicos explicar aquello que parece observarse en la realidad, grandes fluctuaciones en las horas trabajadas con tan solo ligeras variaciones en los salarios reales a lo largo del ciclo, y al mismo tiempo mantenerse en un contexto de equilibrio competitivo.

El presente trabajo pretende pues aportar evidencia sobre una de las teorías clave del paradigma neoclásico, ya que la hipótesis de sustitución intertemporal es prácticamente esencial en la modelización de equilibrio competitivo de las fluctuaciones económicas², y por tanto su aceptación o rechazo tiene

¹ Más exactamente las desviaciones respecto a un valor *normal* o de equilibrio de largo plazo.

² Una excepción importante la constituyen los modelos de costes fijos de Hansen (1985) y Rogerson (1988).

implicaciones sobre los modelos de ciclo con capacidad explicativa para la economía española.

La evidencia aportada en esta investigación es, no obstante, limitada ya que se adopta un enfoque totalmente agregado, dejando al margen cuestiones importantes como, por ejemplo, el probable comportamiento diferencial de trabajadores primarios (varones cabezas de familia) y secundarios (mujeres casadas); es por ello que las conclusiones, aunque en contra de la hipótesis de sustitución intertemporal, no pueden considerarse como definitivas y una investigación a partir de datos de corte transversal y/o panel constituiría un excelente tema de investigación. Por otra parte, desarrollar un contraste de una teoría implica desarrollarlo para una parametrización particular de la misma y por tanto siempre existe margen para el desacuerdo sobre la validez de dicho contraste, es por ello que en muchas ocasiones es difícil atribuir significado económico a un rechazo estadístico. El análisis que se presenta a continuación no es una excepción a esta regla y por ello se ofrecerá además un intento de evaluación informal del modelo.

La organización del trabajo es como sigue. La sección 2 ofrece el modelo teórico y su aplicación práctica. La sección 3 ofrece los resultados de dicha aplicación a datos agregados de la economía española y la 4 unas breves conclusiones.

2. El modelo teórico y su aplicación

Basado en el problema de optimización de dos períodos resuelto por Lucas y Rapping (1969), la idea básica de la hipótesis de sustitución intertemporal puede expresarse en su forma más simple por la siguiente ecuación (lineal)³

$$n_t = \alpha(w_t - wp_t) + \beta wp_t \quad [1]$$

donde n_t es la oferta de trabajo (horas),

w_t es el salario real y wp_t es su componente *permanente* o valor de equilibrio de largo plazo,

α es la respuesta de la oferta de trabajo respecto a variaciones *transitorias* en el salario real, y

β es la respuesta de la oferta de trabajo respecto a variaciones *permanentes* en el salario real.

La idea expresada en [1] es que la oferta de trabajo depende positivamente del salario real corriente en relación a su valor de equilibrio de largo plazo. El efecto sustitución domina las decisiones de oferta de trabajo de los individuos en el corto plazo ya que estos concentran su esfuerzo en períodos donde el salario real es alto en relación a su valor de largo plazo.

Dos comentarios acerca de la ecuación [1]. Primero, no dice nada acerca del

³ Nickell (1990) ofrece una formulación muy similar.

tipo de interés. Hall (1980) ofrece una explicación de la sustitución intertemporal en términos del tipo de interés real. Dicho mecanismo puede ser importante si los shocks provienen fundamentalmente del lado de la demanda, pero en este caso consumo y empleo presentan covariación negativa a lo largo del ciclo, lo que no parece observarse en la realidad. Segundo, no dice nada acerca del *mecanismo de las malas percepciones* [Lucas (1973, 1976)]. La ecuación [1] se centra en movimientos de variables reales correctamente percibidos, incluso aunque el mismo mecanismo funcione cuando las percepciones no sean correctas. Este supuesto está en línea con las recientes teorías reales del ciclo donde los movimientos en los precios relativos son correctamente percibidos por todos los agentes en la economía.

La ecuación [1] ve a nuestro hipotético *agente representativo* respondiendo de forma diferente a las variaciones en el salario real, según se trate de alteraciones en el componente *permanente* o *transitorio*, y en este sentido es similar a una función de consumo bajo la hipótesis de la renta permanente.

Adicionalmente efectuaremos un supuesto de equilibrio en el mercado, por lo que n_t corresponde a puntos de intersección de la oferta y la (no especificada) demanda de trabajo⁴.

Siguiendo de nuevo a Lucas y Rapping (1969), el nivel *normal* o de equilibrio de largo plazo de la oferta de trabajo puede ser definido como la oferta que afluiría al mercado al salario *permanente*, por lo que llamando np_t a dicho valor de equilibrio, se obtiene a partir de [1]

$$np_t = \beta wp_t \quad [2]$$

y restando de [1]

$$n_t - np_t = \alpha (w_t - wp_t) \quad [3]$$

La ecuación [3] explica las fluctuaciones en la oferta de trabajo como resultado de desviaciones del salario real a partir de un nivel de equilibrio de largo plazo y engloba lo que a mi juicio es la principal característica de la hipótesis de sustitución intertemporal.

⁴ En principio la hipótesis de sustitución intertemporal, como tal, no tiene nada que decir acerca de la determinación de los salarios, únicamente determina horas. Sin embargo, cuando añadimos el supuesto de equilibrio, salarios y horas son simultáneamente determinados como en un diagrama de oferta y demanda. Un test del modelo debe ser considerado como un test de la hipótesis de sustitución intertemporal más el supuesto adicional de equilibrio.

Por otra parte, equilibrio en el mercado es un supuesto natural en este contexto, ya que en otro caso el mecanismo de sustitución intertemporal no tiene un significado claro. Estrictamente hablando sería posible argumentar que el salario real vigente está por debajo del nivel de equilibrio por lo que el empleo es determinado por el lado de la oferta por consideraciones de sustitución intertemporal. El argumento no es, sin embargo, muy convincente.

Para hacer [3] operativa necesitamos una definición de wp_t ⁵. En un contexto de ciclo-vital una *definición natural* de wp_t es

$$wp_t = \frac{r}{1+r} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j E_t w_{t+j} \quad [4]$$

esto es, r veces el valor presente descontado de los salarios futuros. El tipo real de interés, r , se supone constante y E_t es el operador esperanza condicionado en un conjunto amplio de información, Ω_t , que incluye valores pasados de todas las variables relevantes hasta el período t , inclusive, $E_t = E(\bullet | \Omega_t)$ ⁶.

Sustituyendo [4] en [3] y manipulando algebraicamente

$$\begin{aligned} n_t - np_t &= \alpha \left\{ w_t - \frac{r}{1+r} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j E_t w_{t+j} \right\} \\ &= -\alpha \left\{ \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j E_t \Delta w_{t+j} \right\} \end{aligned} \quad [5]$$

donde Δ indica el operador diferencia.

Ecuaciones de oferta de trabajo similares en espíritu a [5] y derivadas directamente de fundamentos microeconómicos pueden encontrarse en Sargent (1987, Cap. XVIII) y Kennan (1988a, b).

La ecuación [5] implica que las desviaciones en la oferta de trabajo respecto a su valor de equilibrio de largo plazo, fluctuaciones en horas, son proporcionales (y opuestas en signo) a los valores esperados de cambios futuros en los salarios reales, o en otras palabras, np_t es un predictor lineal óptimo de los cambios futuros esperados en los salarios reales. De acuerdo con [5], períodos en los que la oferta de trabajo está por encima de su valor de equilibrio de largo plazo coinciden con períodos en los que se espera que los salarios reales caigan en el futuro, por lo que los trabajadores intentan obtener ganancias de esta situación. Lo contrario es cierto si la oferta de trabajo está por debajo de su nivel de equilibrio de largo plazo. Por lo tanto bajo la hipótesis de sustitución intertemporal las fluctuaciones en la oferta de trabajo anticipan las variaciones en los salarios reales.

Dos puntos importantes deben ser mencionados acerca de [5]. Primero, la existencia de fluctuaciones, grandes o pequeñas, exige variabilidad en $E_t \Delta w_{t+j}$, en otras palabras w_t no debe ser un paseo aleatorio, debe ser predecible a partir de variables en el conjunto de información de los individuos [Altonji y

⁵ La definición de np_t se deja para más adelante.

⁶ Esperanzas condicionales son tratadas como proyecciones lineales mínimo cuadráticas. Sargent (1987, Cap. X).

Ashenfelter (1980)]. Segundo, la ecuación [5] hace hincapié en que la hipótesis de sustitución intertemporal es una teoría de *fluctuaciones*, y no tiene nada que decir acerca de los determinantes del nivel de equilibrio de largo plazo de la oferta de trabajo.

A partir de la ecuación [5], desfasándola un período, multiplicándola por $(1+r)$ y restando, se obtiene

$$nf_t - (1+r)nf_{t-1} - \alpha \cdot \Delta w_t = v_t \quad [6]$$

donde $nf_t = n_t - np_t$, y

$$v_t = -\alpha \frac{r}{1+r} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j \left\{ E_t w_{t+j} - E_{t-1} w_{t+j} \right\}$$

es función de la impredecible revisión entre $t-1$ y t en el valor esperado de los salarios reales, $E_{t-1}v_t = 0$.

Las ecuaciones [5] y [6] son totalmente equivalentes⁷ e incorporan el mismo conjunto de restricciones. Además sugieren que el modelo puede ser contrastado tanto a partir de la estimación de un Vector Autorregresivo (VAR) bivariente entre $(\Delta w_t, nf_t)$ como de la regresión [6].

Considérese la estimación del siguiente sistema (con las medias sustraídas)

$$\begin{bmatrix} \Delta w_t \\ nf_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L) & b(L) \\ c(L) & d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta w_{t-1} \\ nf_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \quad [7]$$

donde $a(L)$, $b(L)$, $c(L)$ y $d(L)$ son polinomios en el operador de retardos de orden p .

La ecuación [5] tiene dos implicaciones respecto al sistema [7]. En primer lugar, definiendo el conjunto restringido de información $H_t = \{\Delta w_{t-j}, nf_{t-j}; j \geq 0\}$, un subconjunto de Ω_t , proyectando [5] sobre H_t y observando que nf_t pertenece a H_t , por lo que la parte izquierda de la ecuación permanece inalterada después de la proyección,

$$nf_t = -\alpha \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j E \left(\Delta w_{t+j} \mid H_t \right) \quad [8]$$

y puesto que nf_t es un predictor lineal óptimo para los cambios futuros en los salarios reales debe contener información útil para predecir dichos cambios,

⁷ Son equivalentes hasta un *burbuja* arbitraria, c_t , que satisfaga $E_t c_{t+1} = (1+r)c_t$, sin embargo puesto que nf_t es estacionario por construcción un valor diferente de cero para c_t es inválido puesto que ello haría nf_t explosiva. Blanchard y Watson (1982).

Aunque no está derivada de un proceso de optimización la ecuación [6] es similar a una ecuación de Euler.

por lo que una primera implicación del VAR es que nf_i debe *causar en el sentido de Granger* a Δw_i ⁸.

En segundo lugar el apéndice 1 demuestra que la ecuación [5] impone las siguientes restricciones entre las ecuaciones del VAR

$$c_i = \alpha \cdot a_i \quad i = 1, \dots, p \quad [9a]$$

$$d_1 = \alpha \cdot b_1 + (1 + r) \quad [9b]$$

$$d_i = \alpha \cdot b_i \quad i = 2, \dots, p \quad [9c]$$

por lo tanto hay $2p$ restricciones en un VAR de orden p . Puesto que α es desconocido dichas restricciones podrían ser contrastadas mediante un test de Wald no lineal utilizando una de las restricciones para eliminar α y construyendo un estadístico distribuido asintóticamente como una χ^2 con $2p - 1$ grados de libertad. Lamentablemente es sabido que los tests de Wald no lineales no son invariantes respecto a la forma de escribir las restricciones [Gregory y Veall (1985, 1986, 1987), Lafontaine y White (1986)], por lo que este contraste no nos será de utilidad.

Finalmente el apéndice 1 muestra igualmente como manipulando algebraicamente el VAR e imponiendo las restricciones [9] podemos obtener

$$nf_i - (1 + r)nf_{i-1} = \alpha \Delta w_i + \varepsilon_i \quad [10]$$

donde $E_{i-1} \varepsilon_i = 0$.

Esta ecuación nos permite obtener una estimación de α , la respuesta de la oferta de trabajo respecto a variaciones *transitorias* en el salario real, utilizando información desfasada como instrumentos para Δw_i , ya que esta variable está correlacionada con la innovación ε_i . Esta ecuación debe presentar *buen comportamiento* si el modelo proporciona una descripción razonable de la realidad y su estimación se ofrece en la sección siguiente.

Finalmente, y siguiendo los argumentos de Campbell (1987) y Campbell y Shiller (1987), es posible ofrecer una evaluación informal del modelo comparando la serie nf_i con una serie simulada, snf_i , a partir de [8], la estimación no restringida del VAR [7], y un valor dado de α . Estadísticos comparativos para estas dos series se ofrecen más adelante.

Antes de proceder a la aplicación empírica es necesario resolver un último problema, una de las variables implicadas en el análisis, nf_b no es observable.

⁸ Esta afirmación es cierta a menos que el proceso estocástico de Δw_i sea univariante en cuyo caso [8] implica que nf_i es una combinación lineal *exacta* de valores corrientes y pasados de Δw_i .

Puesto que sólo n_t es observada algún método de extracción de señal debe ser aplicado a esta serie⁹.

En un contexto univariante Beveridge y Nelson (1981) demostraron que un proceso ARIMA $(p, 1, q)$ se descompone de forma única en un paseo aleatorio (tendencia estocástica o componente permanente) y un componente estacionario (transitorio) con innovaciones perfectamente correlacionadas. Mostraron igualmente como, en cualquier período t , su descomposición implica sólo la utilización de valores presentes y pasados de la serie en la construcción de dichos componentes. Esta es una propiedad útil en nuestro contexto ya que para que H_t sea un subconjunto de Ω_t el componente transitorio de n_t debe ser calculado a partir de variables hasta el período t , de otra forma la proyección (2.8) es incorrecta.

La descomposición de Beveridge y Nelson (1981) puede ser fácilmente extendida al presente contexto bivariante y en nuestro caso particular supone construir nf_t como una combinación lineal de Δw_{t-j} y Δn_{t-j} para $j \geq 0$. El apéndice A ofrece los detalles concretos de cálculo y la fórmula utilizada.

Un último punto debe ser mencionado. La ecuación [1] no contiene término de error, por lo que el modelo presentado debe ser considerado como un *modelo lineal exacto de expectativas racionales* en el sentido de Hansen y Sargent (1981); añadir un shock aleatorio, ortogonal a toda la información pasada, requiere ciertas modificaciones. Los resultados para este caso más general no son ofrecidos ya que no supusieron ninguna alteración respecto a los que se ofrecen en la sección siguiente¹⁰.

3. Resultados

A continuación se ofrecen resultados del modelo teórico para el período 1976:1 – 1988:4 y las series salarios reales netos (ganancia media por hora trabajada deflactada por el IPC) y horas no agrícolas *per cápita* (Apéndice 2).

⁹ El hecho de que sea necesario confiar en métodos de extracción de señal para hacer el modelo tratable empíricamente es desafortunado puesto que introduce cierto grado de arbitrariedad en el análisis y constituye un punto débil en la aplicación empírica. Ello es debido en parte al hecho de que la hipótesis de sustitución intertemporal es fundamentalmente un modelo de *desviaciones* respecto a una tasa natural, por lo que debería ser completado con una teoría de determinación de dicha tasa, esencialmente np_t en mi formulación.

Un evaluador sugirió que el problema podría evitarse utilizando directamente la relación [1] junto con la definición [4]. Aunque efectivamente este argumento es correcto ello requeriría la difícil tarea de especificar adecuadamente el conjunto de información, Ω_t , así como un proceso estocástico para w_t relativo a dicho conjunto de información. Este trabajo trata de evitar estos problemas asociados a la estimación de modelos con expectativas, a pesar de que ello implique incurrir en otros.

¹⁰ Dichos resultados están, no obstante, disponibles a partir del autor y fueron incluidos en una primera versión de este trabajo.

CUADRO 1
Estadísticos descriptivos

Muestra: 77:2 88:4

Observaciones: 47

	Δw_t	nf_t
Media	2.132	1.177
SD	15.896	7.143
Mínimo	-27.184	-17.335
Máximo	34.392	13.689
r_1	-0.378	0.792
r_2	-0.117	0.597
r_3	-0.065	0.468
Cor ($\Delta w_t, nf_t$)	-0.058	
Cor ($\Delta w_{t+1}, nf_t$)	0.131	
Cor ($\Delta w_{t+2}, nf_t$)	0.185	

Nota: La serie de salarios corresponde a la ganancia media por hora trabajada en pesetas de 1983 y ajustada por impuestos.

nf es el componente transitorio de las horas no agrícolas trabajadas al trimestre por persona.

Una descripción detallada de los datos se ofrece en el apéndice 2.

En primer lugar, el Cuadro 1 ofrece algunos estadísticos descriptivos para ambas series, la media, desviación estándar (SD), valores máximo y mínimo, así como los coeficientes de autocorrelación hasta de orden 3 ($r_j, j = 1, 2, 3$) y la correlación entre ambas variables a varios desfases.

Se observa que la media de nf_t es positiva cuando la ecuación [5] implica, dada una media de Δw_t positiva, un valor negativo. Llama la atención igualmente una correlación negativa, aunque pequeña, entre las variaciones corrientes en el salario real y la oferta (transitoria) de trabajo, ya que sería de esperar una correlación positiva en un modelo de oferta, si bien es cierto que la ecuación [5] enfatiza la relación entre nf_t y valores *futuros* (esperados) de Δw_t y esta correlación si aparece como positiva en un futuro cercano.

No obstante, el principal objeto de nuestro estudio lo constituyen las relaciones dinámicas de la hipótesis de sustitución intertemporal, en las que ahora nos centramos.

A lo largo de todo el proceso de cálculo se supone, por simplicidad, un tipo de interés real conocido y constante, en concreto se asumió un valor de $1/(1+r)$ igual a 0.99, equivalente a $r = 4.04\%$ sobre una base anual¹¹.

La estimación del VAR entre Δw_t y nf_t se ofrece en el Cuadro 2. El número de retardos fue elegido según el Criterio de Información de Akaike (AIC) produ-

¹¹ Los resultados no fueron sensibles, sin embargo, a valores anuales de r en el intervalo entre el 2% y el 6%.

ciendo como resultado un VAR de orden 3¹². Todos los errores estándar que se citan a continuación son consistentes frente a la heteroscedasticidad y contruidos según White (1980). Las variables no fueron transformadas a logaritmos por lo que la heteroscedasticidad puede ser importante, por otra parte vale la pena observar que la ecuación (2.6) tiene implicaciones para la estructura de correlación del término de error de [10] (debe ser una innovación) pero no para su heterogeneidad. En la práctica existe poca diferencia entre los errores estándar convencionales y los de White (1980) lo que es indicativo de que la heteroscedasticidad no constituye un problema importante.

CUADRO 2
Estimación del vector autorregresivo

AIC selecciona un VAR (3)		
Período de estimación: 78:1 – 88:4		
T = 44 Grados de libertad = 37		
Ecuación	Δw_t	nf_t
$\Sigma \Delta w_{t-j}$	-1.657	-0.028
$j = 1, 2, 3$	(0.401)	(0.126)
Σnf_{t-j}	0.577	0.834
$j = 1, 2, 3$	(0.224)	(0.073)
R^2	0.434	0.722
DW	1.995	1.802
nf_t G-causa Δw_t a un 1.111 % nivel de significación.		
Δw_t G-causa nf_t a un 5.035 % nivel de significación.		

El Cuadro 2 ofrece los resultados de forma resumida¹³, los valores de los coeficientes son la suma de todos los retardos y su correspondiente error estándar. El contraste de *causalidad de Granger* confirma que nf_t G-causa Δw_t a un nivel de significación en torno al 1 %, por lo que esta implicación (débil) del modelo puede ser aceptada.

Un test de Wald no lineal sobre las restricciones [9] no es ofrecido debido a los problemas mencionados anteriormente ya que diferentes formas de escribir las restricciones producían, efectivamente, niveles de significación que variaban considerablemente. Este contraste carece pues de utilidad en nuestra situación.

¹² Dado que el número de observaciones es reducido sólo se consideraron desfases entre 1 y 6, lo que pareció ser suficiente.

¹³ Una constante fue incluida en la estimación, aunque no en los resultados ofrecidos.

CUADRO 3
Estimación de la ecuación [10]

$\hat{\alpha} = 0.0414$ (0.0594)	Elasticidad 0.1180 en la media (0.1693)
Método: Variables instrumentales.	
Instrumentos: $\Delta w_{t-j}, n_{t-j}/n_{t-1-j}, j = 1, 2, 3.$	
Período de estimación: 77:3 – 88:4.	
T = 46 Grados de libertad = 44.	
Test de Sargan	$\chi^2(5)$ 20.21 (1 %)
Correlación serial: $\theta(1)$	$\chi^2(1)$ 0.00
$\theta(2)$	$\chi^2(2)$ 2.93
$\theta(4)$	$\chi^2(4)$ 3.79
$\theta(6)$	$\chi^2(6)$ 11.09 (10 %)
Normalidad: LM_N	$\chi^2(2)$ 1.67
Constancia (numérica)	$\chi^2(4)$ 3.36
en los parámetros: LM_{β}^H	$\chi^2(8)$ 7.84

Nota: Porcentajes entre paréntesis indican nivel de significación de los estadísticos.

A continuación el Cuadro 3 ofrece los resultados de la estimación de la ecuación [10], estimada por el método de variables instrumentales y utilizando valores desfasados de Δw_t y n_t/n_{t-1} como instrumentos¹⁴, donde el número de desfases corresponde al orden del VAR estimado, tres en este caso. El rechazo del modelo es evidente. La estimación de α va acompañada por el valor correspondiente de la elasticidad en los valores medios¹⁵, el error estándar de ambas estimaciones, el test de especificación de Sargan (1964), un test de autocorrelación para diversos desfases (1, 2, 4 y 6) válido bajo estimación instrumental [Breusch y Godfrey (1981)] y similar al test LM de autocorrelación, un test de normalidad [Jarque y Bera (1980)] y un test de constancia (numérica) en los parámetros [Hendry (1980)]. Este último fue obtenido acortando la muestra en 4 y 8 observaciones.

No sólo la estimación de α es no significativa sino que el test de Sargan (1964) muestra que los instrumentos no son válidos a un nivel de significación inferior al 1 %. Ello indica que el modelo está fundamentalmente mal especificado y es decisivamente rechazado sobre esta base estadística, aunque no parece presentar problemas importantes de autocorrelación. El resultado más importante es, sin embargo, la no significatividad de α , ya que en este caso el modelo carece de sentido.

¹⁴ Prácticamente los mismos resultados se obtuvieron utilizando Δn_t o n_t en lugar de n_t/n_{t-1} .

¹⁵ Esta elasticidad es sólo aproximada, ya que no toma en consideración el efecto indirecto sobre n_t a través de $w\beta_t$.

El último Cuadro de resultados ofrece un ejercicio de simulación que pretende obtener una evaluación informal del modelo. Si este tuviera algo de *cierto* la serie nf_t simulada a partir de la ecuación [8]

$$nf_t = -\alpha \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\tau} \right)^j E \left(\Delta w_{t+j} | H_t \right)$$

CUADRO 4
Estadísticos comparativos de las series
original (nf_t) y simulada (snf_t)

Período: 77:4	88:4
$SD(nf_t) = SD(snf_t) = 7.291$	
correspondiente a $\alpha = 0.5282$	elasticidad = 1.5056
$Cor(nf_t, snf_t) = -0.810$	

y el VAR [7] debería coincidir, aproximadamente, con la *verdadera* serie nf_t . El Cuadro 4 muestra la correlación entre la serie actual, nf_t , y la simulada, snf_t . El otro estadístico de interés en este contexto es la varianza de la serie simulada¹⁶; esta varianza, al contrario de lo que sucede con la correlación, depende del valor de α , ya que es este el coeficiente que determina la variabilidad de la serie simulada; sin embargo, puesto que la estimación de este parámetro obtenida a partir de [10] no es significativa y esta ecuación presenta síntomas de mala especificación sería incorrecto utilizarla. En vista de ello se utiliza una aproximación diferente, buscamos un valor de α que haga la varianza de la serie actual, nf_t , igual a la de la simulada, snf_t ; lo que permite obtener una primera medida de la elasticidad a corto plazo en la oferta de trabajo que sería necesaria para explicar las fluctuaciones en horas que observamos en la realidad. Dicho valor de α es 0.53, que corresponde a una elasticidad de alrededor de 1.51. Para este valor las series nf_t y snf_t se muestran en el Gráfico 1 lo que permite obtener una impresión visual.

Esta evaluación informal del modelo muestra igualmente problemas de especificación. La correlación entre nf_t y snf_t es -0.81 , *significativamente negativa*, cuando deberíamos esperar justo lo contrario. Esta fuerte correlación negativa puede ser indicativa de que el modelo trata de recoger una relación de demanda en lugar de oferta de trabajo.

En este sentido, un análisis descriptivo más detallado de las series utilizadas en este trabajo y expuesto en Goerlich (1990, Cap. 1.5) ofrece evidencia empírica de que los salarios muestran un comportamiento anti-cíclico mientras que las horas evidencian un claro comportamiento pro-cíclico con respecto al

¹⁶ Si dos series poseen la misma varianza y correlación igual a uno deben ser idénticas, al margen de una constante.

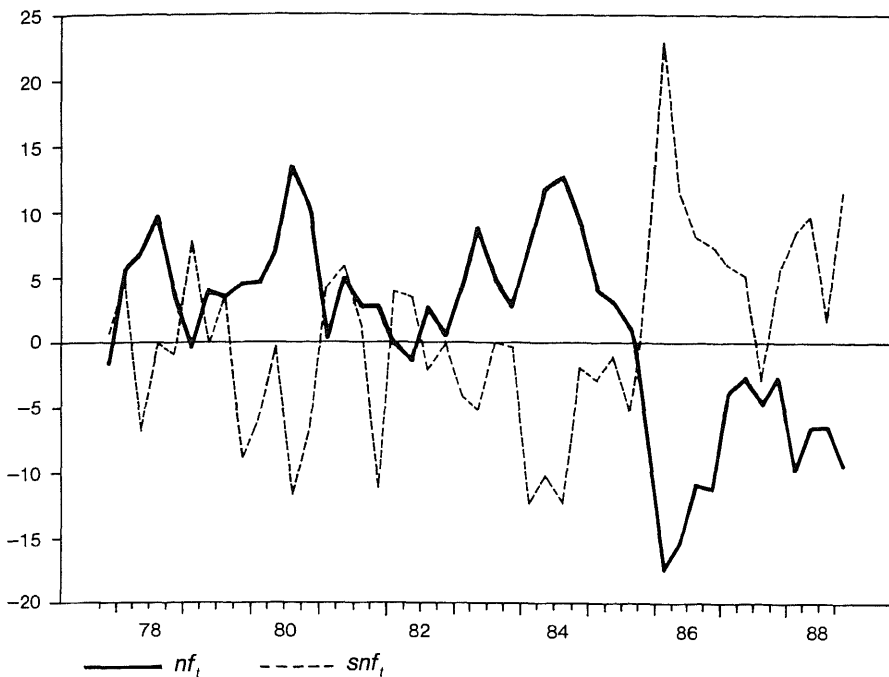


Gráfico 1

Componente transitorio en horas: Original y simulado

output. La relación entre salarios y horas es pues negativa, arrojando, sus tasas de crecimiento, un coeficiente de correlación -0.17 . Además los salarios parecen ser más volátiles que las horas, esto es, fluctúan más a lo largo del ciclo. Estas características son difíciles de conciliar con la hipótesis de sustitución intertemporal y parecen ser más acordes con empleo y salarios moviéndose a lo largo de una curva de demanda de trabajo relativamente inelástica.

En este contexto sería fácil reinterpretar la ecuación [5] como una ecuación de demanda y por tanto interpretar la alta correlación negativa entre nf_t y snf_t como un intento del modelo de simular una relación de demanda de trabajo en lugar de oferta.

La conclusión es, pues, desfavorable. La propiedad de causalidad del modelo es satisfecha, pero esta es, por sí sola, demasiado débil para constituir evidencia a favor de la hipótesis de sustitución intertemporal. De hecho es incapaz de discriminar entre un modelo de oferta y uno de demanda, y es más bien indicativa, simplemente, de un comportamiento *forward looking* por parte de los agentes económicos.

Todos los cálculos de esta sección fueron repetidos con la serie de salarios reales brutos, produciendo los mismos resultados cualitativos. En concreto la correlación entre nf_t y snf_t es también significativamente negativa (-0.68) y la ecuación [10] presenta igualmente mal comportamiento estadístico, aunque la propiedad de causalidad del modelo es satisfecha (en este caso a un nivel

del 0.04 % de significación). La única diferencia digna de mención es que la estimación de la elasticidad a corto plazo en la oferta de trabajo necesaria para explicar las fluctuaciones en horas es de 1.0, frente al valor de 1.5 presentado en el Cuadro 4. Las conclusiones son pues robustas frente al ajuste por impuestos realizado en la serie de salarios.

4. Conclusiones

El intento de contrastar el modelo de sustitución intertemporal entre ocio y consumo desarrollado en este artículo proporciona una clara evidencia de que los datos agregados generados por la economía española en los últimos años no se ajustan al mismo.

El test se ha elaborado a partir de una estricta parametrización de la teoría y, tal como se argumentó al principio, siempre existe margen para el desacuerdo sobre que parte del rechazo se debe estrictamente a la teoría y que parte a los supuestos necesarios para su aplicación práctica. Sin embargo, casi ninguno de los resultados presentados favorece al modelo: la propiedad de causalidad del mismo es satisfecha, pero esta por sí sola no es capaz de discriminar entre una relación de oferta y una de demanda, por lo que no puede constituir un apoyo a la hipótesis de sustitución intertemporal. Los tests estadísticos son mayoritariamente desfavorables y un intento de evaluación informal proporcionó, igualmente, resultados contrarios a la hipótesis.

Un resultado importante es que para explicar las fluctuaciones en el mercado de trabajo basándose en el mecanismo de la sustitución intertemporal serían necesarias elasticidades de oferta a corto plazo superiores a la unidad cuando la realidad parece indicar que dicha elasticidad agregada no es significativamente distinta de cero.

No parecen existir en nuestro país estimaciones de ecuaciones estructurales de oferta de trabajo agregada formuladas a partir de la hipótesis de sustitución intertemporal entre ocio y consumo al estilo de las estimadas por Altonji (1982) para la economía americana, sin embargo, dados los resultados obtenidos en este trabajo no parece que dichas ecuaciones constituyan una especificación aceptable del lado de la oferta de nuestro mercado de trabajo.

Un tema diferente que merece especial mención desde mi punto de vista lo constituye el alto nivel de agregación utilizado. En este sentido el reconocimiento del mercado de trabajo como un mercado segmentado y con un grado de heterogeneidad evidente reduciría la aplicación del modelo a un subconjunto de la población (trabajadores secundarios y marginales, mujeres casadas,...) donde es más probable que consideraciones de sustitución intertemporal operen a la hora de determinar su oferta de trabajo. Examinar esta cuestión a partir de datos microeconómicos constituiría un importante tema de investigación [Heckman y MaCurdy (1988)].

A nivel agregado, sin embargo, la visión de que los individuos, operando en un contexto de competencia perfecta, son libres de decidir el número de

horas de trabajo que ofrecen al mercado y maximizan continuamente su utilidad no parece ajustarse a la realidad, dado nuestro marco institucional y sus, al menos aparentes, rigideces. La búsqueda de una explicación satisfactoria a nuestra realidad económica pasa pues por teorías alternativas.

Hasta fechas recientes las interpretaciones del funcionamiento del mercado de trabajo en España se basaban, fundamentalmente en dos grupos de teorías. Por una parte una visión keynesiana tradicional según la cual los salarios nominales son determinados *ex ante* de una forma no especificada y dado dicho salario la demanda de trabajo (condición de productividad marginal) determina el volumen de empleo [Polo *et al* (1986)]. Esta visión es probablemente excesivamente simplista y adolece del problema de la ausencia de una teoría de formación de precios. Y por otra parte en modelos de competencia imperfecta del tipo Layard-Nickell (1987), con precios nominales basados en costes de producción y salarios nominales caracterizados por procesos de negociación (*bargaining*) o salarios de eficiencia, estos modelos han dado buenos resultados como demuestran los trabajos de Dolado y Malo de Molina (1984) y Dolado *et al* (1986). Recientemente, sin embargo, otros aspectos, que implican la consideración de un mercado de trabajo heterogéneo y segmentado, están empezando a ser considerados, entre ellos destacan la relación entre productividad y salarios relativos [Alonso (1989), Anchuelo (1989), Andrés y García (1991)], la escasez de mano de obra cualificada en relación al empleo de larga duración [Albarracín (1988), Andrés y García (1989), Andrés *et al* (1989)] y la movilidad espacial y sectorial de la población activa (Blanchard y Bentolila (1989), Bentolila y Dolado (1990)]; muchos de estos aspectos, aunque parciales, pueden constituir una explicación aceptable de algunas características de nuestro mercado de trabajo y llevarían a abandonar un enfoque macroeconómico totalmente agregado.

En resumen, el modelo estimado en este trabajo no parece apoyar la idea de que la sustitución intertemporal del trabajo sea una característica importante del mercado laboral español. En mi opinión, sin embargo, una mayor investigación en este terreno a partir de datos microeconómicos sería deseable.

Apéndice 1: Restricciones sobre el VAR

Este apéndice ofrece varios de los resultados mencionados en la sección 2.

Es bien conocido que [7] puede ser escrito como un sistema de primer orden [Sargent (1987, Cap. XI)]

$$\begin{bmatrix} \Delta w_t \\ \vdots \\ \Delta w_{t-p+1} \\ n f_t \\ \vdots \\ n f_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \dots a_{p-1} a_p b_1 \dots b_{p-1} b_p \\ 1 & & & & \\ & 1 & 0 & 0 & 0 \\ c_1 \dots c_{p-1} c_p d_1 \dots d_{p-1} d_p \\ & & 1 & & \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta w_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta w_{t-p} \\ n f_{t-1} \\ \vdots \\ n f_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ \vdots \\ 0 \\ u_{2t} \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad [\text{A.1}]$$

Por lo que definiendo $z_t' = (\Delta w_t, \dots, \Delta w_{t-p+1}, nf_t, \dots, nf_{t-p+1})'$ ($2p \times 1$), [A.1] puede ser escrito como

$$z_t = A \cdot z_{t-1} + u_t \quad [\text{A.2}]$$

donde A es la matriz asociada al VAR.

A partir de [A.2] es obvio que

$$E \left(z_{t+j} | H_t \right) = A^j \cdot z_t \quad \forall j \geq 1 \quad [\text{A.3}]$$

donde $H_t \subset \Omega_\tau$ es definido en el texto.

Llamando e_j a la j -ésima columna de la matriz identidad, por lo que $e_1' z_t = \Delta w_t$ [8], puede escribirse como

$$\begin{aligned} nf_t &= -\alpha \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j e_1' E \left(z_{t+j} | H_t \right) \\ &= -\alpha \sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j e_1' A^j z_t \end{aligned} \quad [\text{A.4}]$$

Y observando que $nf_t = e_{p+1}' z_t$, las restricciones que el modelo impone sobre el VAR son

$$e_{p+1}' = -\alpha e_1' \left(\frac{1}{1+r} \right) A \left[I_{2p} - \left(\frac{1}{1+r} \right) A \right]^{-1} \quad [\text{A.5}]$$

ya que por la estacionariedad del VAR la suma infinita de la parte derecha de [A.4] es convergente.

Este conjunto de restricciones no lineales entre ecuaciones es fácilmente interpretado si postmultiplicamos [A.5] por $[I - (1/(1+r))A]$,

$$e_{p+1}' \left[I_{2p} - \left(\frac{1}{1+r} \right) A \right] = -\alpha e_1' \left(\frac{1}{1+r} \right) A \quad [\text{A.6}]$$

Inspección de [A.6] revela las restricciones [9].

Observando la estructura de la matriz A es fácil darse cuenta que las restricciones [9] implican que A debe ser singular bajo la hipótesis de sustitución intertemporal, puesto que $\alpha \times (\text{fila } 1) - (\text{fila } p+1) = -(1+r) \times (\text{fila } p+2)$.

Multiplicando la primera fila de [A.1] por α y restándola de la fila $(p + 1)$ se obtiene

$$\begin{aligned} nf_t - \alpha \Delta w_t &= (c_1 - \alpha a_1) \Delta w_{t-1} + \dots + (c_p - \alpha a_p) \Delta w_{t-p} \\ &+ (d_1 - \alpha b_1) nf_{t-1} + (d_2 - \alpha b_2) nf_{t-2} + \dots \\ &+ (d_p - \alpha b_p) nf_{t-p} + u_{2t} - \alpha u_{1t} \end{aligned} \quad [\text{A.7}]$$

e imponiendo las restricciones (2.9)

$$nf_t - (1 + r)nf_{t-1} - \alpha \cdot \Delta w_t = u_{2t} - \alpha u_{1t} \quad [\text{A.8}]$$

que no es más que la ecuación [10].

La estimación del componente transitorio de n_t se efectuó según el siguiente procedimiento. Suponiendo que las series de salarios y horas *per cápita* no están cointegradas [Engle y Granger (1987)]¹⁷ ambas admiten una representación vectorial ARMA en primeras diferencias, dado que admitimos la existencia de una raíz unitaria en cada serie¹⁸. Dicha representación fue aproximada por un VAR de orden 5 elegido según el Criterio de Información de Akaike (AIC). Una vez estimado el VAR el componente transitorio queda definido como [Beveridge y Nelson (1981), Evans (1989)]

$$nf_t = \lim_{k \rightarrow \infty} \left\{ k \cdot E(\Delta n_t) - \sum_{j=1}^k E_t(\Delta n_{t+j}) \right\}$$

donde $E_t(\Delta n_{t+j})$ y $E(\Delta n_t)$ representan las esperanzas condicionales e incondicionales respectivamente implicadas por el VAR de orden 5. En la práctica el límite se substituyó por $k = 100$, lo que fue suficiente a efectos de convergencia.

¹⁷ Un test de Dickey-Fuller (1979) aumentado con 4 retardos sobre los residuos de la regresión en niveles de w_t sobre n_t (y una constante) proporciona un estadístico *t*-Student de -1.82 . Cuando el orden de las variables se invierte obtenemos un valor de la *t*-Student de -1.74 . Ambos estadísticos están muy por encima de los valores críticos proporcionados por Engle y Granger (1987, pp. 269 y 270); -3.17 a un nivel de significación del 5 %.

¹⁸ Estrictamente hablando la serie de horas *per cápita* no puede tener una raíz unitaria, puesto que está acotada tanto superior como inferiormente, sin embargo, la aplicación estricta de contrastes de raíces unitaria tienden a aceptar la hipótesis nula para nuestro período muestral. La aplicación de estos tests a procesos acotados puede justificarse, en ciertas aplicaciones, como medio de obtener una aproximación lineal local a procesos globalmente no lineales [Stock (1987)].

Apéndice 2. Los datos

Las series utilizadas en el trabajo cubren el período 1976:1 – 1988:4, extenderse más atrás de esta fecha presenta dificultades estadísticas insalvables.

Los cálculos fueron realizados con RATS, Versión 3.01; PC-GIVE, Versión 5.0; DATA-FIT y TSP, Versión 4.01; datos y programas están disponibles a partir del autor.

Horas no agrícolas per cápita. Horas trabajadas al trimestre por la población ocupada en la industria, construcción y servicios (millones de horas). Boletín trimestral de coyuntura. Instituto Nacional de Estadística. Series 320, 321 y 322. Dicha fuente ofrece datos trimestrales para el período 1978:1 – 1988:4, para 1976 y 1977 sólo se ofrece la media anual; los datos trimestrales para estos dos últimos años se obtuvieron distribuyendo este total anual según el porcentaje de participación trimestral obtenido a partir de los datos trimestrales de la serie: horas trabajadas al mes por persona. Encuesta de Salarios. Boletín estadístico del Banco de España. La serie de horas resultante fue dividida por la población total de 16 y más años. Encuesta de Población Activa. Boletín estadístico en cinta magnética del Banco de España¹⁹.

Es necesario remarcar aquí que dado que estamos considerando un modelo de equilibrio la serie de horas efectivamente trabajadas (o empleo observado) se toma como oferta (y demanda) de trabajo, ello es consistente con las aplicaciones de otros autores en este contexto

Salario. Ganancia media por hora trabajada (pesetas) en industria, construcción y servicios. Encuesta de Salarios. Boletín estadístico del Banco de España.

Precios. Índice de Precios al Consumo (IPC), Índice General. Base 1983 = 100. Economía Española: Series históricas, Ministerio de Economía y Hacienda (1988), Dirección General de Previsión y Coyuntura; y Boletín estadístico del Banco de España.

Salario real. Es el resultado de deflactar la serie de *salarios* con la de *precios* (IPC). El IPC es el índice de precios adecuado en este caso.

El salario real así obtenido es bruto, sin embargo, dado que el presente estudio se centra en torno a la oferta de trabajo es de interés obtener un salario neto; para ello se calculó una serie de tipos impositivos directos sobre los salarios de acuerdo con la siguiente fórmula y a partir de datos de la Contabilidad Nacional

$$TD = \frac{RTP}{RA - CSE - CSF}$$

¹⁹ Las cifras de 1976:1 y 1976:2 de la serie de población fueron incrementadas en 119.000 personas debido a la existencia de un cambio de base en 1976:3. Boletín estadístico del Banco de España, octubre 1982, p. 117.

donde TD = tipo impositivo medio sobre el salario,

RTP = retenciones del trabajo personal,

RA = remuneración de asalariados (interior),

CSE = cotizaciones sociales pagadas por los empleadores, y

CSF = cotizaciones sociales ficticias.

Obsérvese, sin embargo, que RA representa de hecho coste laboral y es diferente de la serie de salarios procedente de la Encuesta de Salarios.

Para el período 1976-1988 la serie obtenida se ofrece en el Cuadro A2.1 y fue utilizada en forma anual.

CUADRO A2.1
Serie de tipos impositivos sobre el salario (en %)

1976	4.279
1977	5.091
1978	6.507
1979	7.378
1980	8.833
1981	9.325
1982	8.880
1983	10.124
1984	11.881
1985	11.215
1986	10.310
1987	13.391
1988	13.505

El salario neto es pues el resultado de multiplicar el salario bruto por $(1 - TD_t)$.

Ambas series fueron desestacionalizadas previamente al análisis mediante regresión sobre dummies.

Referencias

- Albarracín, J. (1988): «Composición y duración del desempleo», Documento elaborado para la Comisión de Expertos para el estudio del desempleo en España.
- Alonso, C. (1989): «Salarios de eficiencia y mercado de trabajo: Análisis para el caso español con datos de panel», Centro de Estudios Monetarios y Financieros, mimeo.

- Altonji, J. G. (1982): «The intertemporal substitution model of labour market fluctuations: An empirical analysis», *Review of Economic Studies*, 49, Special Issue, págs. 783-824.
- Altonji, J. G. y Ashenfelter, O. (1980): «Wage movements and the labour market equilibrium hypothesis», *Economica*, 47, 187 (Agosto), págs. 217-245.
- Anchuelo, A. (1989): «A direct test of the efficiency wage hypothesis: The Spanish case», mimeo.
- Andrés, J. y García, J. (1989): «Main features of the spanish labour market facing 1982», mimeo.
- Andrés, J. y García, J. (1991): «Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores», *Investigaciones Económicas*, XV, 1 (enero), págs. 143-167.
- Andrés, J.; García, J. y Jiménez, S. (1989): «La incidencia y duración del desempleo masculino en España», *Moneda y Crédito*, pendiente de publicación.
- Bentolila, S. y Dolado, J. J. (1990): «Mismatch and internal migration in Spain 1968-86», Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de trabajo 9006.
- Beveridge, S. y Nelson, C. R. (1981): «A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'», *Journal of Monetary Economics*, 7, 2 (Marzo), págs. 151-174.
- Blanchard, O. J. y Bentolila, S. (1989): «Spanish unemployment», mimeo.
- Blanchard, O. J. y Watson, M. W. (1982): «Bubbles, rational expectations and financial markets», in *Crisis in the economic and financial structure: Bubbles, Bursts and Shocks*, Wachtel, Paul (Ed.), Lexington, Lexington Books.
- Breusch, T. S. y Godfrey, L. (1981): «A review of recent work on testing for autocorrelation in dynamic simultaneous models», in *Macroeconomic Analysis: Essays in Macroeconomics and Econometrics*, Curie, D. et al. (Eds.), London, Croom Helm., págs. 63-105.
- Campbell, J. Y. (1987): «Does savings anticipate declining labor income? An alternative test of the permanent income hypothesis», *Econometrica*, 55, 6 (Noviembre), págs. 1249-1273.
- Campbell, J. Y. y Shiller, R. J. (1987): «Cointegration and test of present value models», *Journal of Political Economy*, 95, 3 (Octubre), págs. 1062-1088.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1979): «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root», *Journal of the American Statistical Association*, 74, 366 (Junio), págs. 427-431.
- Engle, R. F. y Granger, W. J. (1987): «Co-integration and error correction: representation, estimation and testing», *Econometrica*, 55, 2 (Marzo), págs. 271-276.
- Evans, G. W. (1989): «A measure of the U. S. output gap», *Economics Letters*, 29, págs. 285-289.
- Goerlich, F. J. (1990): «Mercado de Trabajo y Fluctuaciones Económicas: Un Enfoque de Equilibrio», Tesis Doctoral, Universidad de Valencia (junio).
- Gregory, A. W. y Veall, M. R. (1985): «Formulating Wald tests of non-linear restrictions», *Econometrica*, 53, 6 (Nov.), págs. 1465-1468.
- Gregory, A. W. y Veall, M. R. (1986): «Wald tests of common factor restrictions», *Economic Letters*, 22, 2/3, págs. 203-208.
- Gregory, A. W. y Veall, M. R. (1987): «Formulating Wald tests of the restrictions implied by the rational expectations hypotheses», *Journal of Applied Econometrics*, 2, 1 (Enero), págs. 61-68.
- Hall, R. E. (1980): «Labor supply and aggregate fluctuations», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 12, 7-33.
- Hansen, G. (1985): «Indivisible labor and the business cycle», *Journal of Monetary Economics*, 16, 3 (Nov.), págs. 309-327.
- Hansen, L. P. y Sargent, T. J. (1981): «Exact linear rational expectations models: specification and estimation», Staff Report 71, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

- Heckman, J. y MaCurdy, T. E. (1988): «Empirical test of labor market equilibrium: An evaluation», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 28, págs. 231-258.
- Hendry, D. F. (1980): «Predictive failure and econometric modelling in macroeconomics: The transaction demand for money», en *Economic Modelling*, Ormerod, P. (Ed.), London, Heinemann, págs. 217-242.
- Jarque, C. M. y Bera, A. K. (1980): «Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals», *Economic Letters*, 6, 3, págs. 255-259.
- Kennan, J. (1988a): «An econometric analysis of fluctuations in aggregate labor supply and demand», *Econometrica*, 56, 2 (Marzo), págs. 317-333.
- Kennan, J. (1988b): «Equilibrium interpretations of employment and real wage fluctuations», Working Papers in Economics E-88-23, Hoover Institution, Stanford University.
- Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1982): «Time to build and aggregate fluctuations», *Econometrica*, 50, 6 (Nov.), págs. 1345-1370.
- Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1988): «The workweek of capital and its cyclical implications», *Journal of Monetary Economics*, 21, 2/3 (Marzo/Mayo), págs. 342-360.
- Lafontaine, F. y White, K. C. (1986): «Obtaining any Wald statistic you want», *Economics Letters*, 21, 1, págs. 35-40.
- Layard, R. y Nickell, S. (1987): «The labour market», in (Eds.), *The Performance of British Economy*, Dornbush, R. and Layard, R., Oxford: Clarendon Press, págs. 131-179.
- Lucas, R. E. (1973): «Some international evidence on output-inflation tradeoffs», *American Economic Review*, 63 (Junio), págs. 326-334.
- Lucas, R. E. (1976): «ERRATA. Some international evidence on output-inflation tradeoffs», *American Economic Review*, 66, 5 (Diciembre), pág. 985.
- Lucas, R. E. (1981): «Introduction», in *Studies in Business Cycle Theory*, Lucas (Ed.), MIT Press, págs. 1-18.
- Lucas, R. E. (1987): *Models of Business Cycles*, Basil Blackwell Ltd. Oxford.
- Lucas, R. E. y Rapping, L. A. (1969): «Real wages, employment and inflation», *Journal of Political Economy*, 77 (Septiembre/Octubre), págs. 721-754.
- Ministerio de Economía y Hacienda (1988): *Economía Española: Series Históricas*, Dirección General de Planificación y Coyuntura.
- Newey, W. K. y West, K. D. (1987): «A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix», *Econometrica*, 55, 3 (Mayo), págs. 703-708.
- Nickell, S. (1990): «Unemployment: A survey», *Economic Journal*, 100 (Junio), págs. 391-439.
- Rogerson, R. (1988): «Indivisible labor, lotteries and equilibrium», *Journal of Monetary Economics*, 21, 1 (Enero), págs. 3-16.
- Sargan, J. D. (1964): «Wages and prices in the United Kingdom: A study in econometric methodology», in *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Hart, P. E. et al. (Eds.), London, Butterworth and Co.
- Sargent, T. J. (1987): *Macroeconomic Theory*, Academic Press., Orlando, Florida, 2nd. Edition. XXII-510 (1st. Edition 1979).
- Stock, J. H. (1987): «Hysteresis and the evolution of postwar US and UK unemployment», Working Papers in Economics E-87-19, Domestic Studies Program, Hoover Institution. Stanford University.
- White, H. (1980): «A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity», *Econometrica*, 48, 4 (May), págs. 817-838.

Abstract

This paper tests for the Spanish economy the intertemporal substitution model between leisure and consumption developed by Lucas and Rapping (1969). Essentially, this model explains fluctuations in hours worked as a response of the labour supply to transitory movements in real wages. This enables to generate a wide elasticity of the short run labour supply compatible with an almost null elasticity in the long run, explaining thus the fluctuations we observe in the labour market within a competitive equilibrium framework. The results show that the data generated by the Spanish economy in recent years are not compatible with the intertemporal substitution hypothesis of labour.

Recepción del original, marzo de 1991

Versión final, enero de 1992