

---

# *Productividad, ciclos e instituciones en España, 1976-2012*

Los ciclos económicos en España presentan dos propiedades curiosas: (1) la productividad por hora trabajada es contra-cíclica; y (2) la correlación del salario y la productividad es negativa, con lo que los salarios suelen crecer cuando la productividad se reduce. El modelo neoclásico es incapaz de reproducir ninguno de estos dos hechos. En este trabajo realizamos dos ejercicios. En el primero extendemos el modelo neoclásico, lo calibramos para la economía española y logramos simular los dos hechos antes señalados. En el segundo ejercicio exploramos qué aspectos institucionales han podido condicionar la evolución de la productividad en España: la variación agregada de la productividad total de los factores está correlacionada con la centralización de la negociación colectiva y con la libertad de acceso al comercio internacional.

*Espainiako ziklo ekonomikoek bi ezaugarri deigarri dituzte: (1) lan-ordu bakoitzeko produktibitate zikloaren aurkakoa da; eta (2) soldataren eta produktibitatearen arteko korrelazioa negatiboa da; hortaz, produktibitatea jaisten denean soldatak igo egiten dira. Eredu neoklasikoa ez da gai bi gertaera horietako bat ere errepikatzeke. Lan honetan bi ariketa egin ditugu. Lehenengoan, eredu neoklasikoa zabaldu, Espainiako ekonomiara kalibratu, eta aurretik aipatutako bi gertakariak simulatzea lortu dugu. Bigarren ariketan, aztertu dugu instituzioen zein alderdik izan ahal duten eragina Espainiako produktibitatearen bilakaeran: faktoreen produktibitate osoaren bariazio erantsia korrelazioan dago negoziazio kolektiboaren zentralizazioarekin eta nazioarteko merkataritzarako sarrera-askatasunarekin.*

Spanish fluctuations exhibit two remarkable features: (1) productivity per hour worked is countercyclical; and (2) real wage and productivity are negatively correlated, implying that wages tend to grow when productivity declines. The standard Neoclassical model is unable to reproduce any of these cyclical patterns. In this paper we suggest two exercises that help us understand productivity dynamic in Spain. The first exercise consists in an extended calibration of the Neoclassical model for the Spanish economy that reproduces the two aforementioned features. In a second exercise, we explore which institutional factors are likely behind the evolution of productivity in Spain. We find that the correlations of total factor productivity with collective bargaining centralization together with the freedom to trade internationally are statistically significant.

## Índice

---

1. Introducción
2. Descripción de las fluctuaciones en España, 1976:3-2012:3
3. Productividad y choques
4. Productividad e instituciones
5. Conclusiones

Apéndice: datos y calibración

Referencias bibliográficas

Palabras claves: Productividad, productividad total de los factores, ciclos, choques, instituciones.

Keywords: Productivity, total-factor productivity, cycles, shocks, institutions.

Nº de clasificación JEL: E32, O11, O41, O47, O53.

---

### 1. INTRODUCCIÓN

La idea desarrollada en este trabajo está motivada por algunos hechos que se observan en los ciclos de la economía española: la productividad por hora trabajada es contra-cíclica al PIB y está relacionada negativamente con los salarios. Ninguno de estos dos hechos puede ser explicado usando el modelo neoclásico de ciclos reales. En este trabajo se realizan dos ejercicios para interpretar la dinámica peculiar de la productividad en España durante el periodo 1976-2012. El primer ejercicio parte de los resultados de un trabajo previo (Rodríguez-López y Solís-García, 2014) y usa un modelo de equilibrio general dinámico para simular los ciclos de la productividad. En este trabajo mencionado, encontramos que la clave para la simulación de los ciclos en España está en introducir fricciones a la sustitución entre el ocio y el consumo. El modelo neoclásico se sirve básicamente de choques a la productividad total de los factores (PTF) para motivar ciclos en modelos calibrados para la economía de los EE.UU. Sin embargo, esta estructura es inadecuada para entender el patrón de los ciclos en España. Cuando se incorpora un choque a la relación de sustitución antes señalada, se puede comprobar que al modelo neoclásico puede dársele una segunda oportunidad para analizar la economía española: las correlaciones simuladas entre salarios y productividad y entre PIB y productividad pasan a ser negativas.

Es difícil discernir entre episodios cíclicos y tendenciales en España, dado que la PTF presenta un cambio de tendencia a partir de mediados de los noventa. Con el objeto de ver en qué medida esta caída de la productividad pudo estar condicionada por cambios estructurales o reformas institucionales, hacemos un segundo ejercicio de regresión de la PTF sobre un conjunto de indicadores que podrían condicionar la evolución de la misma. Los indicadores están relacionados con el mercado de trabajo (protección del empleo, nivel de centralización de la negociación colectiva), los mercados de capitales y acceso al crédito, y otros índices institucionales sobre seguridad jurídica, garantías legales, o libertad económica en general. El análisis de regresión realizado nos lleva a la conclusión de que la variación agregada de la PTF está correlacionada con reformas que afectaron la centralización de la negociación colectiva a mediados de los 80 y con la libertad de acceso al comercio internacional.

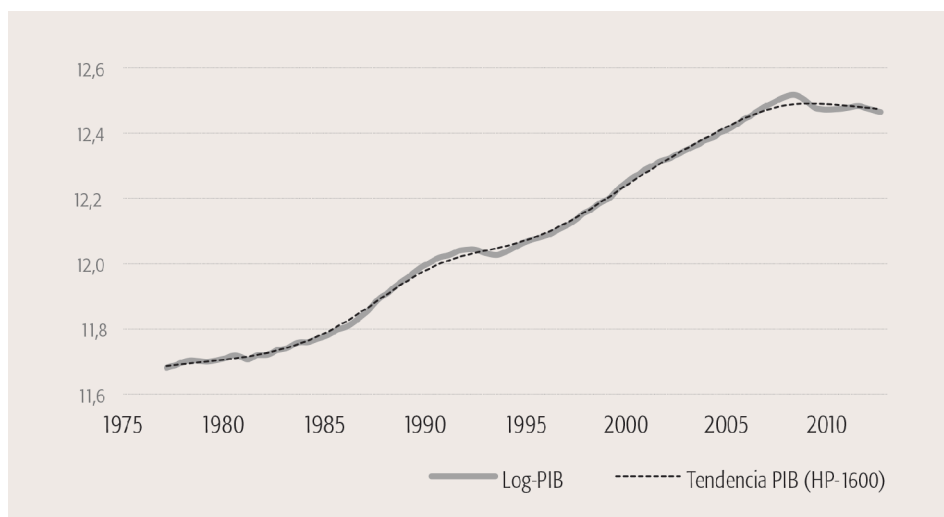
Hemos de señalar que nuestra atención se ha centrado en las fluctuaciones de la productividad por hora trabajada, y no en las de la productividad del capital. Pérez y Benages (2014), por su parte, destacan que fue la productividad del capital la que presentó los descensos más importantes a lo largo de la expansión de 2000 a 2007. La caída en la productividad del capital es un problema generalizado en la mayoría de las regiones españolas y de sus sectores productivos, demostrando ser un fenómeno de mayor persistencia que el de la productividad del trabajo, que en los años de recesión ha experimentado cierto repunte.

Estructuramos el trabajo de la siguiente forma. El apartado segundo hace una descomposición de las series de productividad en España y describe sus propiedades mediante un correlograma. Incorporamos una mención a unos puntos de cambio estructural, usando técnicas econométricas algo más sofisticadas, pero su explicación detallada se relega al Apéndice final. El apartado tercero presenta los resultados de la simulación de un modelo dinámico de equilibrio general calibrado para España. La simulación parte de los resultados obtenidos en el trabajo mencionado, Rodríguez-López y Solís-García (2014), en donde se aplica la técnica de descomposición de ciclos de V. V. Chari, P. Kehoe y E. McGrattan (2007). En el trabajo en cuestión concluimos que las fricciones que afectan a la relación marginal de sustitución entre ocio y consumo son una fuente importante de fluctuaciones económicas en España. El apartado cuarto usa unas técnicas de regresión simples para analizar qué reformas o cambios institucionales han podido afectar la dinámica de la PTF en España. Hacemos una descripción detallada de los indicadores usados, junto con una justificación teórica como regresor. El apartado quinto resume las principales conclusiones. Para finalizar, hemos redactado un Apéndice donde resumimos todos aquellos asuntos que por ser excesivamente técnicos, pueden romper el hilo argumental del texto central como son: la construcción de la serie de datos trimestrales desde 1976 a la actualidad, la estimación de una serie agregada de capital, los contrastes de cambio estructural, y la calibración del modelo de equilibrio general para España.

## 2. DESCRIPCIÓN DE LAS FLUCTUACIONES EN ESPAÑA, 1976:3-2012:3

En este apartado caracterizamos las propiedades de las fases cíclicas de la economía española para el periodo en consideración, 1976:3-2012:3, usando el filtro de Hodrick-Prescott (HP). Las series usadas son trimestrales, y haremos mención del año y del trimestre en el que se observan (*Año:Trimestre*). Las series de mayor interés están representadas en los gráficos 1 a 4. En el apéndice final de este trabajo presentamos de manera detallada las características de estos datos y la forma en la que han sido transformados.

Gráfico nº 1. EL PIB ESPAÑOL Y SU TENDENCIA 1976:3-2012:3

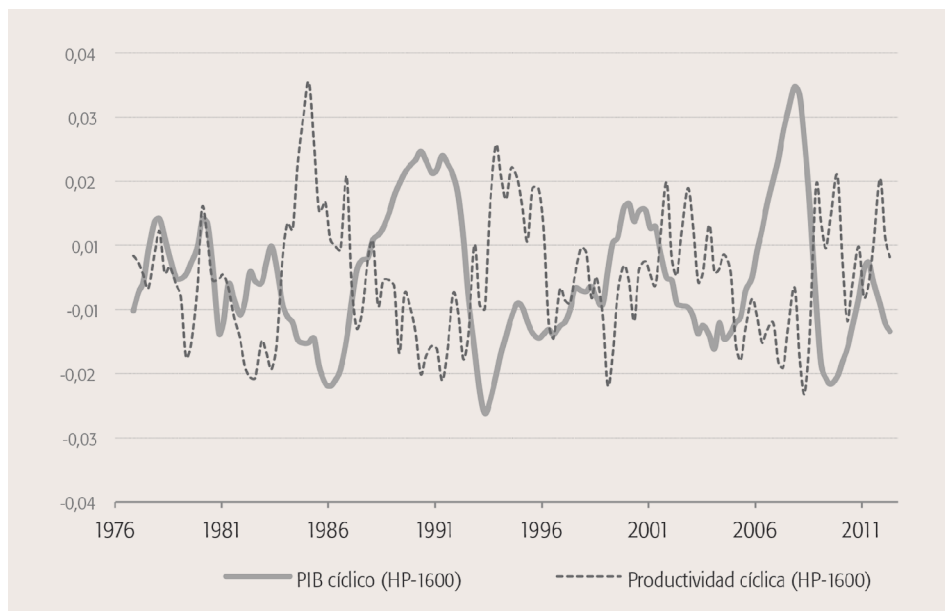


Fuente: Elaboración propia.

El gráfico nº 1 representa el logaritmo del PIB trimestral desde el inicio de la democracia hasta la actualidad, junto con una línea tendencial estimada con el filtro de Hodrick-Prescott, que usaremos en los ejercicios de descomposición de este trabajo. El PIB presenta una evolución creciente en todos estos años, pese a sus ciclos. Una representación de estas fluctuaciones del PIB puede verse en el gráfico nº 2, junto con las fluctuaciones de la productividad por hora trabajada (i.e. PIB dividido por el total de horas trabajadas). Pueden apreciarse tres importantes recesiones en el PIB: una que comienza en 1981:1 hasta 1987:2, cuando la economía española llevó a cabo importantes ajustes estructurales, tales como la consolidación del sistema democrático, la reconversión industrial, o la adhesión y transición hacia la CEE; una segunda recesión menos persistente, que tiene lugar tras la reunificación de Alemania entre 1992:2 y 1994:4, afectando también al resto de países de nuestro entorno; tras la ex-

pansión que se produce a partir de la moneda única en 1999, observamos una última y profunda en 2008, todavía en marcha. El filtro, así pues, identifica razonablemente bien los ciclos de interés de nuestra economía. Lo que es interesante es que la productividad sostiene un ciclo inverso al del PIB. Este es el primer hecho de relevancia que, como veremos, escapa del entendimiento del modelo neoclásico de crecimiento. Boldrin, Conde-Ruiz, y Díaz-Giménez (2010) confirman este mismo resultado usando series anuales que comienzan en los años sesenta.

Gráfico nº 2. **PIB CÍCLICO Y PRODUCTIVIDAD CÍCLICA. FLUCTUACIONES 1976:3-2012:3**

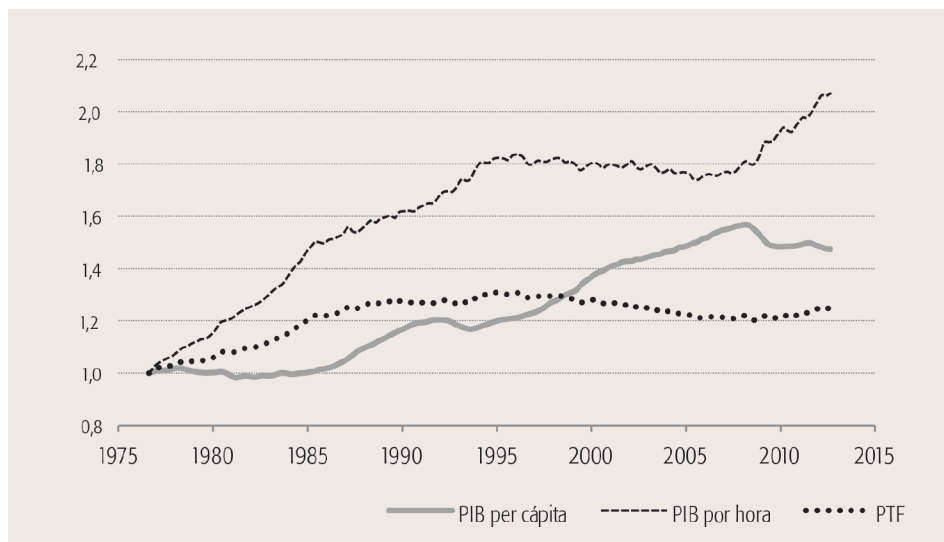


Fuente: Elaboración propia.

En el gráfico nº 3 se representan conjuntamente los niveles del PIB per cápita, del PIB por hora trabajada, y de la productividad total de los factores (PTF). Sus valores iniciales han sido normalizados a la unidad para facilitar las comparaciones. El PIB per cápita tiene una evolución muy distinta de las dos series de productividad, que sí evolucionan en paralelo. Durante la primera década observada, 1976-1985, el PIB per cápita tiene un perfil muy plano, y no es hasta mediados de los 80, tras nuestra incorporación en la CEE, que se produce un cambio creciente en su tendencia. La evolución del PIB por hora trabajada tiene en apariencia varios cambios tendenciales: se registra un crecimiento muy intenso de la productividad hasta 1995, que se ralentiza (o incluso cae) desde entonces. En el Apéndice final hemos incluido una sección para la detección de posibles cambios estructurales utilizando los con-

trastes propuestos por Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994). De este modo, encontramos evidencia de cambios estructurales para la productividad en tres momentos: el 1985:2, 1994:4 y 2006:3. Es importante señalar que nuestro interés se centra en las fluctuaciones y no en los cambios de la tendencia de la productividad por hora trabajada. Precisamente, a partir de 2007 puede observarse un repunte al alza de la productividad por hora trabajada.

Gráfico nº 3. PIB PER CÁPITA, POR HORA Y PTF. PERIODO 1976:3-2012:3



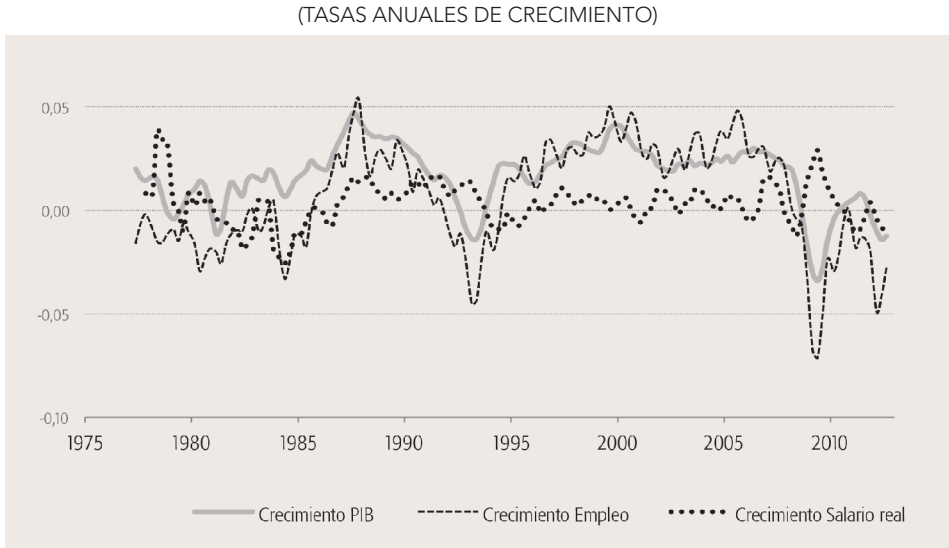
Fuente: Elaboración propia.

Por último, en el gráfico nº 4 se representan las tasas de crecimiento del PIB, del empleo (número total de trabajadores), y del salario real. En este último caso usamos un índice de salarios sujetos a negociación colectiva<sup>1</sup>. El PIB ha crecido a una tasa del 2,24% a lo largo de todo el periodo. El empleo por su parte ha evolucionado de manera pro-cíclica y con algo más de volatilidad que el PIB. Este fenómeno señala que el empleo crece lentamente en expansiones y cae de manera abrupta durante las recesiones. Y la última serie de este gráfico muestra un hecho chocante en la economía española: el crecimiento de los salarios está desconectado de la dinámica económica, especialmente a partir de 1994, donde los contrastes de cambio estructural nos han sugerido un punto de ruptura en su cuarto trimestre. Como ejemplo, mientras que los salarios crecían un 3% durante 2009 y 2010, el PIB y el empleo cedían a

<sup>1</sup> En España, el porcentaje de trabajadores cuyo salario es fruto de una negociación colectiva, y no de una negociación individual o directa, ha crecido desde el 65% en 1976 hasta algo más del 90% en la actualidad (fuente: Ochel, 2001).

tasas incluso superiores: el mecanismo de salarios del mercado de trabajo no ha sido flexible para absorber los distintos choques cíclicos que han estado afectando la economía española.

Gráfico nº 4. PIB, EMPLEO Y SALARIO REAL. PERIODO 1976:3-2012:3



Fuente: Elaboración propia.

De una manera más formal, el cuadro nº 1 recoge el correlograma de los ciclos de las principales variables macroeconómicas españolas. Las dos primeras columnas presentan las desviaciones típicas absolutas,  $\sigma$ , y las desviaciones relativas a la del PIB cíclico,  $\sigma/\sigma_y$ . Las restantes columnas de este cuadro son los coeficientes de correlación entre las variables (con sus retardos y adelantos) y el PIB cíclico contemporáneo. Para el caso de la balanza comercial, tomamos el saldo de exportaciones netas en relación al PIB nominal. El cuadro nº 2 por su parte recoge ciertas correlaciones cruzadas de interés teniendo en cuenta intervalos claves de tiempo.

La autocorrelación del PIB cíclico es de 0,94 para el primer retardo, indicando que los ciclos españoles son muy persistentes. Tanto el consumo privado como la inversión son fuertemente pro-cíclicos. Además, el consumo es un 23% más volátil que el PIB, y la inversión lo es cuatro veces más<sup>2</sup>. El gasto público es débilmente

<sup>2</sup> El hecho de que el consumo sea más volátil que el PIB contradice la hipótesis del ciclo vital. Este aspecto ha sido destacado en otros trabajos como los de Dolado, Sebastián, y Vallés (1993) y Licandro y Puch (1999), y puede deberse a la forma en la que está estimada la serie del consumo privado por parte del INE, ya que incorpora los bienes duraderos (automóviles, electrodomésticos, etc.), cuyas fluctuaciones son muy volátiles.

pro-cíclico y un indicador retardado de las fluctuaciones del PIB: la correlación con el PIB aumenta desde 0,26 hasta 0,47. Las exportaciones y las importaciones son pro-cíclicas y anticipan los ciclos del PIB.

Las horas trabajadas son pro-cíclicas y bastante más volátiles que el PIB (+73%). Por el contrario, el salario real es acíclico (ahora veremos qué pasa en el cuadro nº 2), pero bastante más suave que el PIB (-27%), dando muestra de la rigidez existente en el mercado de trabajo español: los ajustes tienden a hacerse en términos reales y no nominales. Otro aspecto digno de mención es la correlación negativa entre el PIB cíclico y el ratio capital-producto.

**Cuadro nº 1. CORRELOGRAMA CON RESPECTO AL PIB CÍCLICO (HP-1600), 1976:3-2012:3**

Variable	$\sigma$	$\sigma/\sigma_y$	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
PIB	0,0106	1,00	0,48	0,65	0,81	0,94	1,00	--	--	--	--
Consumo	0,0131	1,23	0,49	0,65	0,77	0,85	0,86	0,78	0,66	0,52	0,38
Inversión	0,0462	4,35	0,58	0,71	0,81	0,89	0,89	0,81	0,67	0,51	0,33
Gobierno	0,0124	1,17	-0,11	-0,05	0,04	0,14	0,26	0,33	0,37	0,42	0,47
Exportaciones	0,0305	2,87	0,23	0,33	0,41	0,43	0,36	0,22	0,04	-0,13	-0,27
Importaciones	0,0472	4,44	0,59	0,71	0,80	0,81	0,74	0,60	0,42	0,24	0,07
Balanza comercial	0,0104	0,98	-0,43	-0,53	-0,61	-0,64	-0,61	-0,52	-0,40	-0,28	-0,16
Trabajadores	0,0170	1,60	0,54	0,68	0,80	0,89	0,92	0,87	0,75	0,62	0,47
Horas totales	0,0185	1,73	0,55	0,68	0,78	0,85	0,88	0,82	0,70	0,57	0,42
Salario real	0,0078	0,73	-0,01	-0,04	-0,04	-0,03	0,02	0,08	0,15	0,20	0,26
Población activa	0,0065	0,61	0,26	0,31	0,33	0,36	0,38	0,37	0,32	0,24	0,19
PIB por hora	0,0104	0,98	-0,49	-0,54	-0,56	-0,55	-0,54	-0,49	-0,41	-0,34	-0,26
PTF	0,0062	0,58	-0,13	-0,13	-0,11	-0,10	-0,11	-0,15	-0,20	-0,26	-0,31
Capital	0,0071	0,67	-0,22	-0,09	0,06	0,23	0,39	0,53	0,64	0,72	0,78
Capital/PIB	0,0102	0,96	-0,65	-0,74	-0,80	-0,82	-0,77	-0,61	-0,40	-0,17	0,05
Capital/Hora	0,0163	1,53	-0,67	-0,76	-0,81	-0,83	-0,79	-0,67	-0,50	-0,32	-0,14

Fuente: Elaboración propia.

Veamos a continuación qué ocurre con las correlaciones contemporáneas entre todas estas variables y cómo han cambiado a lo largo del periodo analizado. Estas correlaciones están presentadas en el cuadro nº 2, donde consideramos los sub-periodos señalados por los contrastes de cambio estructural del Apéndice final. El resultado más



interesante del mismo, destacado ya por parte de Boldrin *et al.* (2010), es que las correlaciones del PIB con la PTF y con la productividad son negativas a lo largo de toda la muestra, contrastando con lo que se obtiene en otras economías de nuestro entorno. Pese a todo, Boldrin *et al.* (2010) señalan que este hecho es algo relativamente nuevo en la economía española, dado que estas correlaciones presentaban valores positivos durante los años sesenta, volviéndose negativa en algún momento de los setenta.

Cuadro nº 2. CORRELACIONES (HP-1600)

	Sub-muestras			
	1976:3-2012:3	1976:3-1985:4	1986:1-1994:4	1995:1-2012:3
(PIB,Empleo)	0,92	0,76	0,96	0,92
(PIB,Horas)	0,88	0,72	0,95	0,87
(PIB,Salario)	0,02	0,43	0,16	-0,31
(PIB,Productividad)	-0,54	-0,40	-0,71	-0,52
(PIB,PTF)	-0,11	-0,18	-0,11	-0,10
(PIB,Capital)	0,39	0,45	0,37	0,41
(PIB,Capital/PIB)	-0,77	-0,77	-0,75	-0,79
(Empleo,Horas)	0,98	0,96	0,99	0,98
(Empleo,Salario)	0,09	0,49	0,23	-0,27
(Empleo,Productividad)	-0,79	-0,85	-0,87	-0,78
(Empleo,PTF)	-0,43	-0,72	-0,32	-0,43
(Horas,Salario)	0,12	0,48	0,25	-0,24
(Horas,Productividad)	-0,87	-0,93	-0,89	-0,87
(Horas,PTF)	-0,54	-0,80	-0,38	-0,53
(Salario,Productividad)	-0,19	-0,39	-0,34	0,09
(Salario,PTF)	-0,39	-0,41	-0,59	-0,23
(Productividad,PTF)	0,83	0,96	0,70	0,84

Fuente. Elaboración propia.

En el cuadro nº 2 observamos que las correlaciones del salario real con el total de horas trabajadas ha evolucionado a lo largo del tiempo: se situaba en torno a 0,5 desde 1976:3 a 1985:4, disminuyó a 0,25 para el segundo periodo 1986:1-1994:4, y volviéndose negativo, -0,24, durante 1995:1-2012:3. Las ganancias de productividad

de comienzos de la democracia (señaladas en el gráfico nº 3), combinadas con una baja elasticidad de la oferta de trabajo, llevó a un ajuste al alza en salarios junto con una débil creación de empleo. A partir de 1995, las fluctuaciones en el empleo empezaron a estar dominadas por la fuerza de trabajo: inmigración y un aumento en la participación de la mujer en el mercado de trabajo.<sup>3</sup> En cualquier caso, el papel de los choques a la demanda de trabajo no puede ser obviado, pues durante este mismo periodo los incrementos salariales coexistieron con una importante creación de puestos de trabajo. Finalmente, se constata que la correlación negativa entre el PIB cíclico y el ratio capital-producto se ha sostenido a lo largo de todo el periodo.

### 3. PRODUCTIVIDAD Y CHOQUES

Visto lo que ocurre con la productividad cíclica en España, en esta sección realizamos una simulación del modelo neoclásico calibrado para la economía española. Los detalles de la calibración (sus momentos y condiciones estacionarias) pueden verse en el Apéndice final de este trabajo. La intención ahora es simular el modelo neoclásico para España y ver si podemos reproducir las correlaciones vistas en los cuadros nº 1 y 2 anteriores. En el trabajo de Rodríguez-López y Solís-García (2014), tras la aplicación de algunas técnicas de descomposición de ciclos propuestas por V.V. Chari, E. MacGrattan y P. Kehoe (2007), encontramos que la principal fricción que debería ser incorporada en el modelo neoclásico para simular los ciclos españoles es aquella que afecta a la condición (estática) que iguala la relación marginal de sustitución entre consumo y ocio al salario real. Esta condición, que debe sostenerse en equilibrio, es la que usamos a modo de choque estructural para simular el ciclo junto con el clásico a la PTF.

La fricción que afecta a la relación de intercambio de ocio por consumo puede tener varias lecturas, y de ello nos hemos ocupado extensamente en el trabajo mencionado, Rodríguez-López y Solís-García (2013). Encontramos que esta fricción (*labor wedge*, en su acepción original), tiene que ver con cambios institucionales del mercado de trabajo (por ejemplo, beneficios de desempleo, sobreprotección de trabajadores con contrato fijo, o la estructura centralizada de la negociación colectiva), y también con el desarrollo del sistema impositivo que tuvo lugar a partir de la democracia (tanto imposición directa con la creación del IRPF en 1978, como la imposición indirecta, que también afectan al salario real, con la creación del IVA en 1986).

Para la economía de los EE.UU., los modelos que incorporan choques a la PTF han sido muy útiles para explicar fluctuaciones en las horas trabajadas. Como veremos, esto funciona mal para España. Un modelo que sólo incorporase choques a la PTF predeciría incorrectamente la evolución de la productividad, por ejemplo, entre

<sup>3</sup> Por ejemplo, la población inmigrante aumentó en España desde unos 0,6 millones en 1998 a 5,7 millones en 2011, pasando a representar un 12,2% de la población total.

1977 y 1985, cuando ésta crecía a la par que el empleo caía. Combinaremos dentro del modelo choques tradicionales a la PTF y choques que friccionan la sustitución entre el ocio y el consumo (que llamaremos RMS), según nos sugiere la técnica de V.V. Chari, E. MacGrattan y P. Kehoe (2007). Estos choques están relacionados con impuestos que inciden en el salario real, y con algunas instituciones laborales que distorsionan las decisiones de participación en el mercado de trabajo. En Rodríguez-López y Solís-García (2013) discutimos este asunto extensamente.

Supongamos que los ciclos en la PTF y en la RMS siguen un proceso AR(1) de la siguiente forma:

$$z_{jt} = \rho_j + \sigma_j \epsilon_{jt}$$

$$\epsilon_{jt} \sim N(0,1),$$

donde  $j=PTF,RMS$ . Los dos choques fundamentales tienen una interpretación estructural, dado que suponemos son ortogonales:  $E[\epsilon_{PTF,t} \cdot \epsilon_{RMS,t}] = 0$ . Este proceso AR(1) genera ciclos exógenos que, aunque a largo plazo se disipan, persisten según el parámetro  $\rho_j$ . PTF y RMS son estimados de manera residual. Tras lo cual, eliminamos sus tendencias con el filtro de HP, quedándonos sólo con sus ciclos. Dado que este filtro estima una tendencia no lineal, evitamos así los posibles puntos de ruptura de mediados de los 90 mencionados anteriormente. El cuadro nº 3 presenta los parámetros autorregresivos AR(1) estimados,  $\{\rho_j, \sigma_j\}_{j=PTF,RMS}$ . Tanto la persistencia como la volatilidad son mayores para el choque a la RMS que para la PTF. Es significativo que la desviación típica sea unas cuatro veces superior,  $\frac{\sigma_{RMS}}{\sigma_{PTF}} = \frac{0.0164}{0.0044} = 3,7$ .

El Apéndice final presenta de manera algo más detallada la lógica de la calibración para la economía española. Usando los parámetros estimados del cuadro nº 3 y la calibración indicada recogida en el Apéndice, simulamos el modelo de equilibrio general dinámico. Los resultados de la simulación están en el cuadro nº 4 que analiza las correlaciones, y el cuadro nº 5 las varianzas. En ambos cuadros, la primera columna presenta los momentos simulados cuando se considera de forma simultánea ambos choques:  $[Z_{PTF,t}, Z_{RMS,t}]$ . Las dos siguientes columnas contienen los momentos simulados con sólo uno de esos dos choques. En la columna final presentamos a efectos comparativos los momentos constatados en los cuadros nº 1 y 2, para facilitar las comparaciones y ver si el modelo propuesto logra reproducir los ciclos españoles.

Nuestras conclusiones son las siguientes: en primer lugar, la simulación con estos dos choques (y con los parámetros calibrados) produce una buena aproximación de las varianzas del PIB y de la inversión bruta en España.

En segundo lugar, cuando sólo se considera un choque a la PTF, los resultados de la simulación están en la misma línea que los de los modelos de ciclos reales: el consumo es más suave que el producto, y se produce una correlación positiva entre

el PIB cíclico, la productividad y el salario real. En términos absolutos, las desviaciones típicas son inferiores a las observadas en los cuadros nº 1 y 2.

Cuadro nº 3. **AUTO-REGRESIONES AR(1)**

	Estimador	Dev. Típica	Intervalo conf. 95%
$\rho_{PTF}$	0,717***	(0,0598)	[0,599,0,836]
$\sigma_{PTF}$	0,0044***	$(3,47 \cdot 10^{-5})$	
$\rho_{RMS}$	0,952***	(0,0082)	[0,935,0,968]
$\sigma_{RMS}$	0,0164***	$(7,95 \cdot 10^{-4})$	

Nota: Estimadores de máxima verosimilitud.

\*\*\* significancia estadística al 1%.

Fuente: *Elaboración propia*.

En tercer lugar, cuando sólo se incluye el choque a la RMS, la correlación de la productividad con las restantes variables se vuelve negativa. Los movimientos en salarios y horas trabajadas están descritos por puntos de equilibrio a lo largo de la curva de demanda de trabajo, lo cual induce a una relación negativa entre ambas variables.

Cuadro nº 4. **CORRELACIONES OBSERVADAS Y SIMULADAS**

Correlaciones	Simulación			Observación
	Dos choques	Un choque		
	$[Z_{PTF}, t, Z_{RMS}, t]$	$[Z_{PTF}, t]$	$[Z_{RMS}, t]$	
(PIB, Consumo)	0,80	0,57	0,89	0,86
(PIB, Inversión)	0,91	0,96	0,90	0,89
(PIB, Horas)	0,83	0,86	0,94	0,88
(PIB, Salario)	0,88	0,99	0,98	0,02
(PIB, Productividad)	0,29	0,99	-0,29	-0,54
(PIB, PTF)	0,55	0,98	--	-0,11
(Productividad, Horas)	-0,28	0,79	-0,59	-0,87
(Productividad, Salario)	-0,17	1,00	-0,45	-0,19
(Productividad, PTF)	0,76	0,95	--	0,83

Nota: Usamos una log-linealización de un modelo de equilibrio general dinámico calibrado para la economía española usando los parámetros estimados en el cuadro nº 3 (véase el Apéndice final).

Fuente: *Elaboración propia*.

El cuadro nº 5 muestra que un choque a la RMS logra explicar una fracción considerable de la variabilidad de las fluctuaciones simuladas. Algo más de las dos terceras partes de la varianza del PIB está motivada por el choque a la RMS, mientras que dos tercios de la varianza de la productividad está motivada por choques a la PTF, justo la fracción inversa. Los dos choques tienen un peso muy parecido en la varianza de la inversión. Las varianzas simuladas de las horas trabajadas y del salario real están motivados por el choque a la RMS. El modelo es incapaz, sin embargo, de reproducir la volatilidad excesiva observada en el consumo.

Para finalizar, la varianza de la productividad está dominada por el choque a la PTF: la dinámica de la productividad española sigue muy de cerca la de la PTF (véanse el gráfico nº 3 y el cuadro nº 2). La simulación del modelo calibrado reproduce la correlación negativa entre la productividad y los salarios (véanse el gráfico nº 4 y el cuadro nº 2).

**Cuadro nº 5. DESVIACIONES TÍPICAS OBSERVADAS Y SIMULADAS, Y DESCOMPOSICIÓN DE LAS VARIANZAS SIMULADAS**

	Simulación			Observación
	Dos choques	Un choque		
	$[Z_{PTF}, t, Z_{RMS}, t]$	$[Z_{PTF}, t]$	$[Z_{RMS}, t]$	
PIB	0,0141	0,0078 (31,0%)	0,0117 (69,0%)	0,0106
Consumo	0,0116	0,0040 (11,6%)	0,0109 (88,4%)	0,0131
Inversión	0,0422	0,0302 (51,2%)	0,0295 (48,8%)	0,0462
Horas	0,0140	0,0016 (1,3%)	0,0139 (98,7%)	0,0185
Salario	0,0503	0,0065 (1,7%)	0,0499 (98,3%)	0,0078
Productividad	0,0081	0,0065 (64,7%)	0,0048 (35,3%)	0,0104
PTF	0,0063	0,0063 (100,0%)	-- (00,0%)	0,0062

Nota: Los porcentajes dentro de cada paréntesis representan la fracción de la varianza asociada a cada choque.

Fuente: *Elaboración propia.*

En suma, el modelo neoclásico podría tener posibilidades de reproducir los ciclos españoles, siempre y cuando se diseñen con corrección las fricciones que producen las fluctuaciones. Licandro y Puch (1997) han sugerido incorporar choques al gasto público, al estilo de los choques fiscales, para una comprensión más coherente de las correlaciones cambiantes entre las horas trabajadas y la productividad en España. Por nuestra parte, sugerimos que una combinación entre choques a la PTF y a la RMS consigue generar ciclos consistentes con lo que se observa para la economía española.

#### 4. PRODUCTIVIDAD E INSTITUCIONES

En el apartado anterior hemos usado un enfoque convencional para ver cómo los modelos dinámicos de equilibrio general pueden reproducir las fluctuaciones de la economía española. Y lo hemos hecho simulando choques estructurales exógenos. Los resultados han sido interesantes, sobre todo en lo tocante a la dinámica de la productividad, pero ello no indica que hayamos dado una interpretación coherente de los cambios de la productividad en España. En este apartado nos centraremos en las instituciones y no en los choques. Nos inspira la línea de trabajos propuestos por J. A. Schmitz para la interpretación del nivel de la productividad en sectores económicos muy particulares. Schmitz se centra en el papel que juegan las instituciones y usa un método de casos similar al que se aplica en las escuelas de negocio, con ejemplos muy concretos: el que analiza la relación entre los convenios colectivos y la productividad de las minas de hierro del medio-oeste norteamericano (Schmitz, 2005), el que estudia el impacto de la privatización sobre la productividad de las minas de hierro en Brasil (Schmitz, 2008), o el que estudia la relación entre la regulación y la productividad en la industria azucarera (Bridgman, Qi y Schmitz, 2007). Este autor recomienda estudiar el entorno institucional de relevancia para los negocios, identificando aquellos elementos que frenan la productividad: relaciones laborales mal diseñadas, prácticas regulatorias, poder de mercado etc. Todo ello sin menoscabo del papel que los avances tecnológicos pueden desempeñar en la evolución de la productividad, que es la explicación convencional de los modelos dinámicos usados en la sección anterior.

El caso de las minas de hierro en el medio-oeste resulta bastante interesante. En la zona de los grandes lagos existen importantes yacimientos mineros de hierro. Estas minas estaban regidas por un sistema de relaciones laborales anticuado, que imponía un rígido y peculiar sistema de organización del trabajo, afectando a la baja la productividad del trabajo. A comienzos de los ochenta, la llegada de hierro brasileño de igual calidad pero de menor precio urgió la necesidad de reformar el sistema de relaciones laborales. A juicio de Schmitz, la productividad del trabajo en las minas se duplicó en unos pocos años gracias a los cambios organizativos al amparo del nuevo marco de relaciones laborales.

En la línea propuesta por J. A. Schmitz, en esta sección usaremos técnicas estadísticas sencillas, para ver si la PTF ha estado ligada a la evolución de reformas o cambios institucionales ocurridos en España en el periodo democrático. Con tal objeto realizamos un análisis de regresión simple en el que relacionamos la PTF con un conjunto de índices que nos informan sobre cambios institucionales desde 1976. A diferencia del enfoque de J. A. Schmitz, el nuestro es un análisis agregado, considerando la economía en su conjunto, sin entrar en detalles de empresas concretas o de sectores particulares.

Los indicadores usados abarcan varios ámbitos: instituciones laborales y series del mercado de trabajo, de reformas financieras, y de libertad económica. Nos hubiese gustado contar con otras variables para las cuales la teoría ofrece vínculos de causalidad con la eficiencia productiva: distorsiones tributarias, costes de transacción, poder de mercado, facilidad para hacer negocios, regulación administrativa, etc. A menudo estas series no han estado disponibles para los periodos aquí considerados.

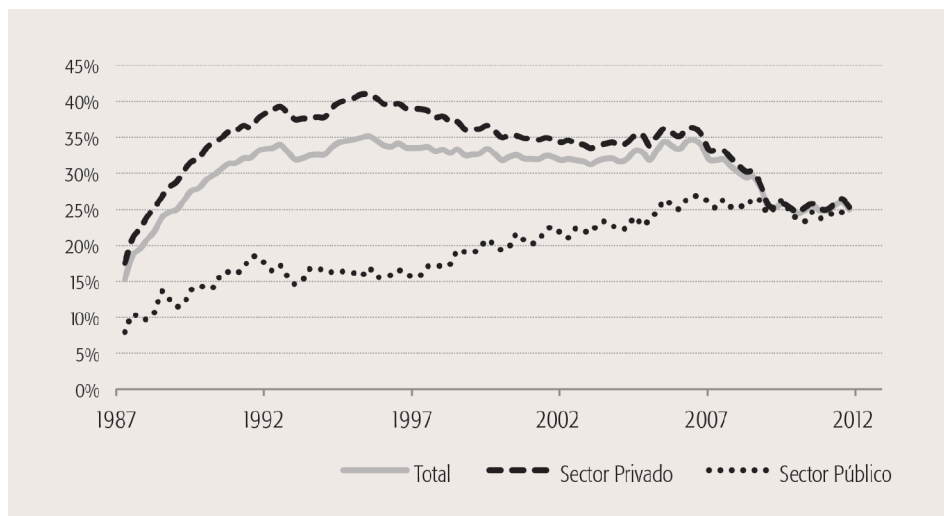
#### 4.1. Tasa de temporalidad y protección del empleo

El gráfico nº 5 representa la tasa de temporalidad, definida como la proporción de asalariados con contrato temporal. La evolución de esta tasa refleja el sistema dual del mercado de trabajo español.<sup>4</sup> La dualidad podría tener su origen en la reforma del Mercado de trabajo de 1984, al amparo de la cual se permitió la contratación de trabajadores con contrato temporal por parte de las empresas (Segura, 2001). Estos contratos han estado caracterizados con unos costes de despido conocidos e inferiores, en relación a los contratos permanentes. Con anterioridad a 1984, la contratación temporal se realizaba casi en exclusiva en el sector primario y de servicios relacionados con el turismo. La tasa de temporalidad empezó a aumentar desde mediados de los ochenta, sobre todo en el sector privado. A lo largo de los noventa y hasta la recesión de 2008, la temporalidad fue siempre superior al 30%.

La inclusión de la tasa de temporalidad en esta regresión de la PTF obedece a la flexibilidad (perversa) que este tipo de contratos permite a las empresas. Nótese que esta tasa se reduce de forma brusca al comienzo de las recesiones como resultado de que las empresas realizan ajustes rápidos en sus plantillas con trabajadores con contratos temporales, cuyos costes de despido son netamente inferiores. Dolado y Stucchi (2008), por su parte, presentan evidencia de que la posibilidad de conversión de contratos de trabajo de temporales en permanentes se traduce en mejoras de productividad en el nivel de la empresa, mientras que un uso abusivo de la contratación temporal reduce los niveles de productividad.

<sup>4</sup> Estas series están disponibles en el INE desde 1987:2 con frecuencia trimestral. Para el periodo precedente desde 1976 hasta 1986, hemos estimado esta tasa usando el número de trabajadores en el sector primario y en el sector de los servicios de hostelería y restauración. En el Apéndice final pueden verse los pormenores de esta estimación.

Gráfico nº 5. TASA DE TEMPORALIDAD 1987:1-2012:3



Fuente: Elaboración propia.

El gráfico nº 6 presenta los índices de protección del empleo propuestos por Blanchard y Wolfers (2000) y por Allard (2005). En ambos casos el índice se construye sobre el que propuso la OCDE, que considera una serie de aspectos para la protección de trabajadores permanentes y temporales y para despidos colectivos.<sup>5</sup> Blanchard y Wolfers (2000) combinaron el índice de la OCDE con el de Lazear (1990). Allard (2005) extendió la metodología de la OCDE para un horizonte temporal mayor (desde 1950 hasta 2003) teniendo en cuenta otros elementos que afectan a las decisiones de contratación y despido de trabajadores, tales como el alcance de la negociación colectiva a la hora de sustituir la protección legal oficial y el papel de los litigios privados.

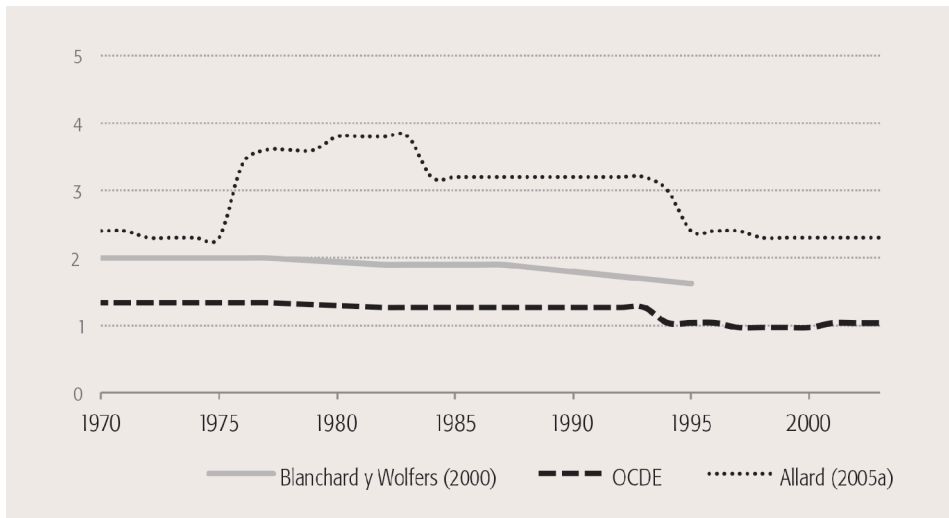
Tanto el índice de la OCDE como el de Blanchard y Wolfers indican un alto nivel de protección del empleo en España, que disminuye suavemente tras 1980. El índice de Allard informa de un aumento de la protección durante los años setenta, llegando a un pico máximo en 1983, acompañado de una caída leve tras la reforma laboral de 1984. La reforma en cuestión afectó sobre todo a las decisiones relacionadas con los contratos temporales (Segura, 2001; Dolado, García-Serrano, y Jimeno, 2002). De igual modo, el índice de Allard recoge bastante bien ciertos efectos de la reforma laboral de 1994, que facilitó los términos bajo los cuales los trabajadores con contratos per-

<sup>5</sup> Por ejemplo, con respecto al empleo permanente hay cuatro aspectos a considerar: la legislación de contratos, el periodo de preaviso al despido individual, los días de indemnización, y la penalización por despido improcedente.



manentes podían ser despedidos.<sup>6</sup> Pese a que los patrones desarrollados en ambas reformas perseguían una mayor flexibilidad en el mercado de trabajo, a efectos prácticos éstos han sido responsables del problema de dualidad en el mercado laboral español, como ya hemos mencionado antes: mientras que las indemnizaciones por despido son ciertas y bajas para los trabajadores temporales, para los que tienen un contrato permanente la indemnización es alta y sujeta a los riesgos de litigio propios. Las empresas acabaron teniendo fuertes incentivos a realizar contrataciones temporales durante las expansiones y a despedirlos durante los primeros meses de una recesión.<sup>7</sup>

Gráfico nº 6. ÍNDICES DE PROTECCIÓN DEL EMPLEO



Fuente: Allard (2005), Blanchard y Wolfers (2000) y OCDE.

#### 4.2. Negociación colectiva

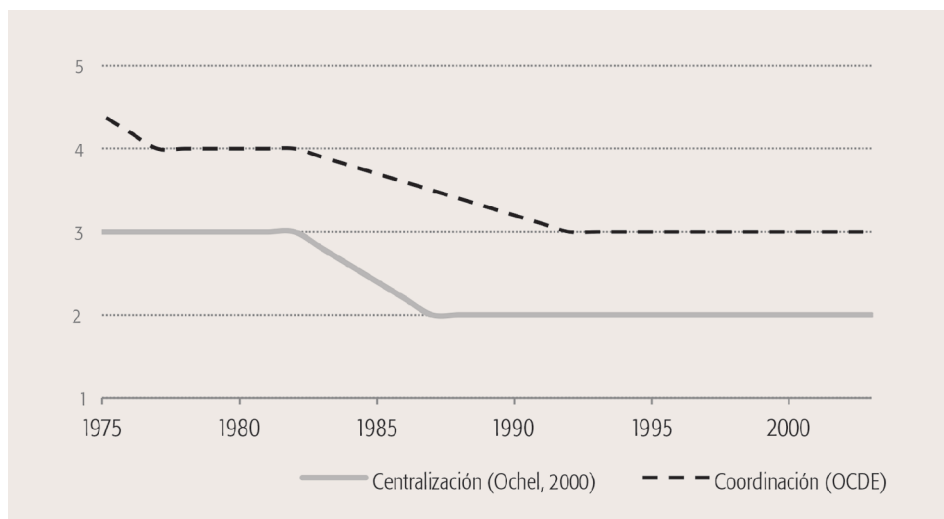
El gráfico nº 7 representa el índice de centralización de la negociación colectiva estimado por Ochel (2000), que fija valores dentro del intervalo [1,3]. Para el caso español, Ochel estima valores entre 2 y 3, indicando que la negociación colectiva tiene lu-

<sup>6</sup> La reforma de 1994 también propició una mayor flexibilidad de ajuste de la plantilla dentro de la empresa. Por ejemplo, en relación con los aspectos organizativos la reforma afectó a aspectos como la semana de trabajo, la movilidad funcional y geográfica, así como a temas relacionados con la negociación colectiva y el Instituto Nacional de Empleo.

<sup>7</sup> Dolado *et al.* (2002) ofrecen la siguiente información relacionada con la dualidad del mercado de trabajo español: (a) una mayor capacidad de presión salarial en la medida que los sindicatos tienden a sobreproteger los trabajadores con contrato fijo; (b) un efecto positivo sobre el desempleo a largo plazo cuando se relaja la protección relativa de los trabajadores fijos en relación a los temporales; y (c) un ligero efecto positivo sobre el desempleo tras la reforma laboral de 1997.

gar al nivel sectorial (valor 2) o al nivel estatal (valor 3). Flanagan (1999) argumenta que un aumento en la centralización puede permitir que las empresas se adapten mejor a las circunstancias cambiantes, permitiendo un margen de moderación salarial. De acuerdo con el índice de Ochel representado en el gráfico nº 7, en España la descentralización transcurrió paralelamente al proceso de apertura exterior tras la adhesión de España a la CEE. Y en ese mismo periodo, se produjo una reducción en la coordinación de la negociación colectiva, lo cual afectó a las fechas de vencimiento de la negociación, y a la influencia del gobierno en la fijación de salarios.

Gráfico nº 7. ÍNDICE DE CENTRALIZACIÓN DE NEGOCIACIÓN COLECTIVA



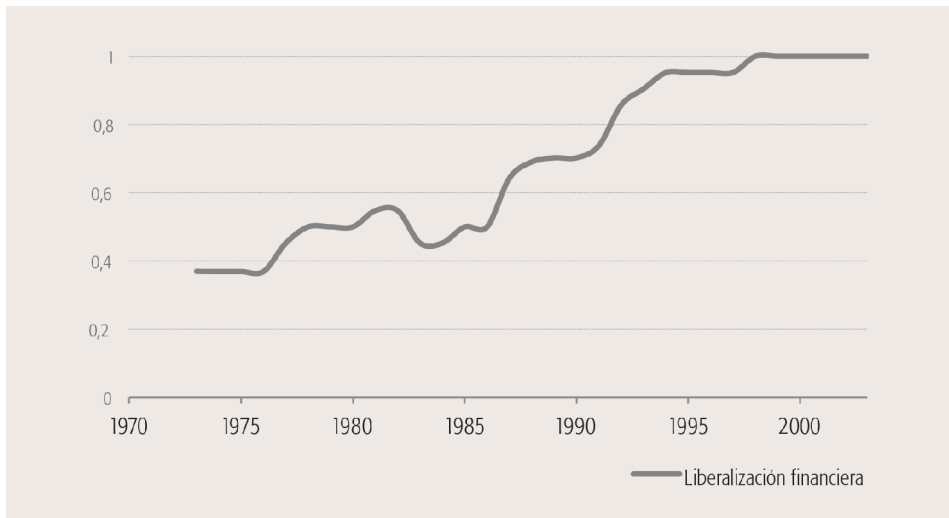
Fuente: Ochel (2000) y OCDE.

#### 4.3. Fricciones financieras

Jermann y Quadrini (2012) han sugerido recientemente que las fricciones financieras podrían tener un efecto decisivo en la propagación de los ciclos a través de su efecto en la flexibilidad de la empresa de emplear recursos productivos. Dados sus efectos sobre la productividad, por tanto, es conveniente tener en consideración este tipo de fricciones. Hemos incorporado en nuestro análisis el índice de reformas financieras propuesto por Abiad, Detragiache y Tressel (2008). Pese a que es un índice muy general de reformas financieras, contempla siete dimensiones interesantes para nuestro objetivo de relacionar la evolución de las instituciones con la de la productividad: (a) controles de crédito y requisitos de reservas, (b) controles sobre los tipos de interés, (c) barreras a la entrada en el sector de servicios financieros y bancarios, (d) interferencias estatales o públicas en la propiedad del sector bancario (in-

cluyendo las cajas de ahorro), (e) restricciones a la cuenta de capital, (f) supervisión del sector bancario y (g) políticas relativas a títulos valores. El índice promedia todos estos sub-capítulos y lo normaliza para valores dentro del intervalo [0,1]. Para España este índice está representado en el gráfico nº 8 cuya evolución parte de un valor de 0,37 en 1973 y alcanza la unidad (valor máximo) en 1998.<sup>8</sup> El crecimiento del índice se hace eco del proceso intenso de reformas que tuvo lugar en este sector, sobre todo desde finales de los ochenta. La mayor parte de estas reformas tuvieron lugar tras la adhesión a la CEE en 1986 y el Acta Única Europea en 1987.

Gráfico nº 8. ÍNDICE DE REFORMAS FINANCIERAS



Fuente: Abiad et al. 2008.

#### 4.4. Otros factores

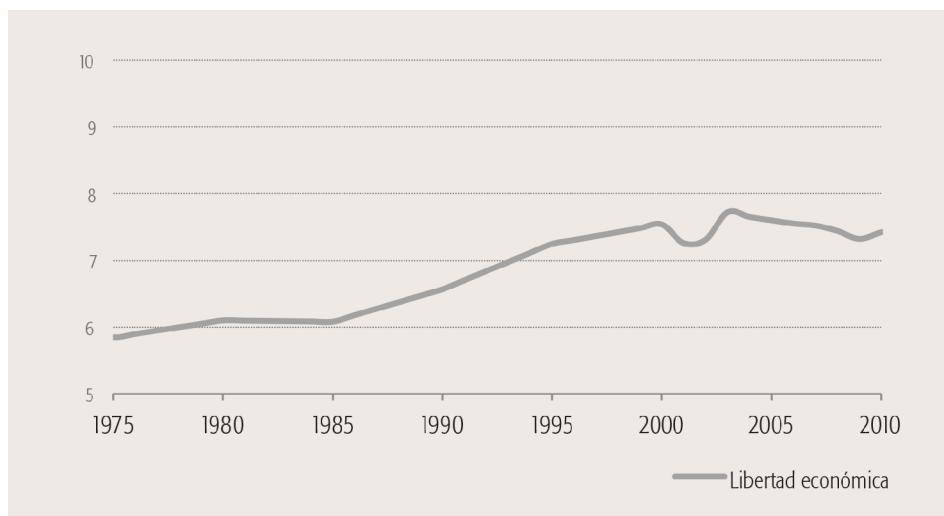
Como ya hemos indicado, existen otros aspectos institucionales que podrían haber influido en la dinámica de la productividad en España. El informe anual *Doing Business* del Banco Mundial (2013) ofrece una medida interesante de que otros elementos institucionales pueden ser claves en la evolución de la productividad española. En su índice global de facilidad para hacer negocios, España ocupa el puesto 44 entre 183 países, junto a países como Ruanda o Túnez. Los subíndices en los que está basado tampoco son muy prometedores y ponen de manifiesto el sinnúmero de trámites burocráticos administrativos o costes de transacción que han de ser llevados a cabo en España para poner en funcionamiento una empresa o negocio.

<sup>8</sup> A efectos comparativos, los valores de este índice para los EE.UU. fueron de 0,63 en 1973 hasta 1 en 1998.

Otro análisis exhaustivo de las relaciones entre la regulación en mercados de bienes y de servicios y la productividad puede verse en Nicoletti y Scarpetta (2003). La conclusión de este trabajo es que las reformas tendentes a reducir la carga regulatoria y las distorsiones del sector público tienden a aumentar la eficiencia y la PTF. El marco institucional español no está diseñado precisamente para generar riqueza basada en la actividad productiva.

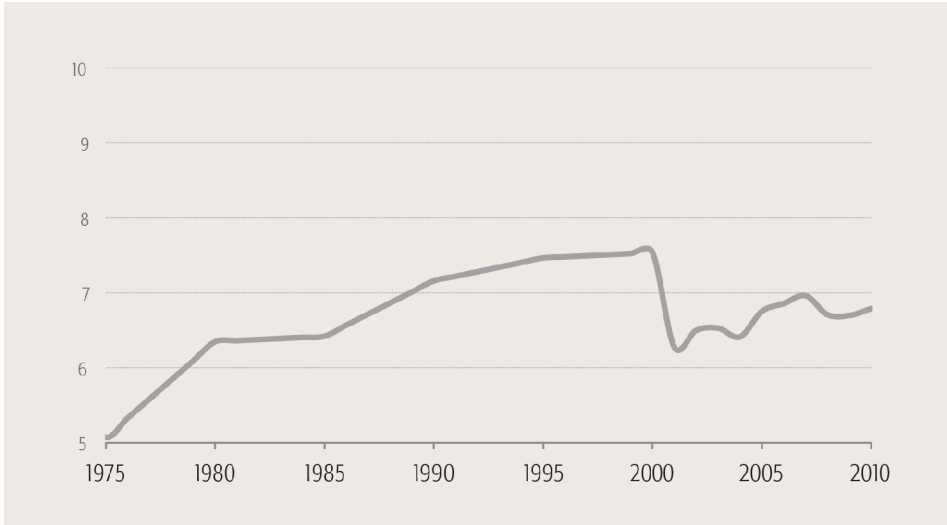
Los anteriores indicadores limitan el análisis de regresión al periodo 1976-2003, para el cual tenemos una base común de observaciones. Pese a esta limitación, el periodo comprende una buena variedad de reformas institucionales y de cambios en el entorno en la reciente historia de España. Como complemento, ilustrado en los gráficos nº 9 a 12, recogemos el índice general de libertad económica para España propuesto por Gwartney, Lawson y Hall (2012) y algunos de sus componentes: la seguridad jurídico-legal y la defensa de los derechos de propiedad, la regulación de los mercados de crédito, y la libertad para acceder al comercio internacional. En los casos de regulación, un mayor valor del índice indica una menor carga regulatoria. Tanto el índice general como tres de sus sub-índices ofrecen evidencia de una mejora de la libertad económica hasta la segunda mitad de los noventa, cuando en apariencia se paralizaron las reformas institucionales de las que se derivan una mayor libertad económica.

Gráfico nº 9. **ÍNDICE DE LIBERTAD ECONÓMICA**



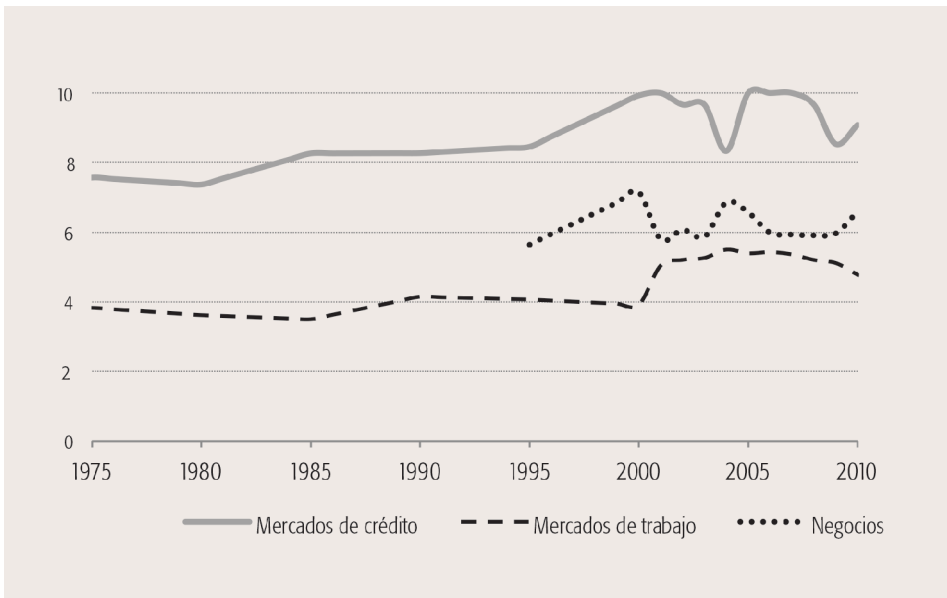
Fuente: Gwartney, Lawson y Hall, 2012.

Gráfico nº 10. SISTEMA LEGAL Y DERECHOS DE PROPIEDAD

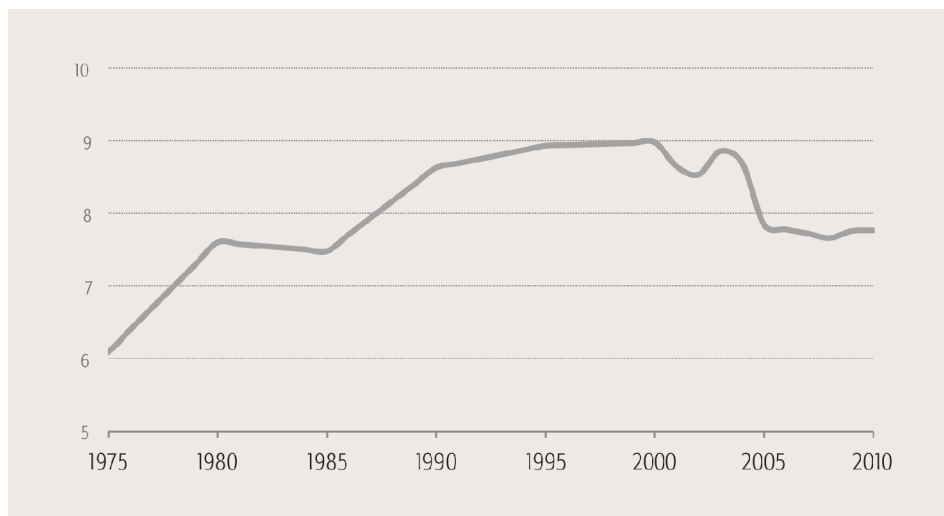


Fuente: Gwartney, Lawson y Hall, 2012.

Gráfico nº 11. ÍNDICES DE REGULACIÓN DE MERCADOS



Fuente: Gwartney, Lawson y Hall, 2012.

Gráfico nº 12. **LIBERTAD DE ACCESO AL COMERCIO INTERNACIONAL**

Fuente: Gwartney, Lawson y Hall, 2012.

#### 4.5. Regresiones

Las regresiones finales se presentan en el cuadro nº 6. En todos los casos la variable dependiente es la tasa de variación de la productividad total de los factores, PTF. Hemos visto que la productividad por hora trabajada está muy relacionada con la PTF y que hay varios puntos de ruptura en la evolución de la productividad. En la sección 3 hemos visto que podemos simular razonablemente bien la productividad cíclica usando una combinación adecuada de choques a la PTF y a la RMS entre ocio y consumo. Por estas razones queremos ahora explorar qué cambios institucionales podrían estar detrás de los cambios de la PTF.

En primer lugar, realizamos una regresión sobre aquellos indicadores del mercado de trabajo y financieros: la protección del empleo, la centralización de la negociación colectiva, la liberalización financiera, y la tasa de temporalidad. La estimación se limita al periodo 1976-2003. Los resultados están recogidos en la columna (i) del cuadro nº 6: todas las variables tienen el signo esperado, pero sólo la centralización ofrece un coeficiente estadísticamente significativo. La descentralización de la negociación que tuvo lugar entre la reforma laboral de 1984 y la de 1994 está correlacionada con los incrementos de productividad de estos años. La columna (ii) del cuadro nº 6 corrobora estos resultados cuando se eliminan todos aquellos regresores que no son significativos en la primera columna.

Cuadro nº 6. PRODUCTIVIDAD E INSTITUCIONES

Variable dependiente: Productividad total de los factores ( $\Delta \log(\text{PTF})$ )				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)
Constante	0,004	0,007*	0,005	0,003
Estadístico t	1,023	1,843	1,240	0,754
$\Delta$ Protección empleo	-0,004	---	---	---
Estadístico t	-0,062			
$\Delta$ Centralización negociación colectiva	-0,160***	-0,164***	---	-0,168***
Estadístico t	-3,490	-3,825		-4,107
$\Delta$ Liberalización financiera	0,044	---	---	---
Estadístico t	0,982			
$\Delta$ Tasa de temporalidad	0,102	---	---	---
Estadístico t	0,451			
$\Delta$ Seguridad jurídica	---	---	-0,077	---
Estadístico t			-0,502	
$\Delta$ Acceso comercio internacional	---	---	0,531***	0,300*
Estadístico t			3,353	1,898
$\Delta$ Regul. mercado crédito	---	---	0,093	---
Estadístico t			1,133	
$\Delta$ Regul. mercado trabajo	---	---	-0,053	---
Estadístico t			-0,471	
R <sup>2</sup> ajustado	0,301	0,344	0,219	0,406
Error típico	0,018	0,017	0,020	0,016
Periodo observación	1976-2003	1976-2003	1976-2010	1976-2003
Nº observaciones	27	27	34	27

Nota: Todas las variables están diferenciadas. Hemos tomado logaritmos sobre las siguientes series: el índice de protección del empleo de Allard (2005), el índice de reformas financieras de Abiad, Detragiache y Tresselt (2008), y los indicadores de libertad económica y seguridad jurídica de Gwartney, Lawson y Hall (2012). Los asteriscos \* y \*\*\* denotan significancia estadística a los niveles del 10% y del 1%, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

En segundo lugar, hemos incorporado los índices de Gwartney, Lawson y Hall (2012) sobre libertad económica: seguridad jurídico-legal y defensa de los derechos de propiedad, libertad de acceso al comercio internacional, y carga regulatoria en los

mercados de crédito y de trabajo. Estos indicadores permiten extender las estimaciones a un periodo algo más amplio, 1976-2010. Los resultados se presentan en la columna (iii) del cuadro nº 6. Sólo el indicador que mide el grado de liberalización comercial exterior es estadísticamente significativo, es decir, una mayor apertura al comercio internacional permite aumentos de productividad. Este resultado confirma el de Delgado, Fariñas, y Ruano (2002) quienes encuentran que las empresas exportadoras españolas cuya producción está orientada a la exportación tienden a ser más productivas que las empresas no exportadoras.

Finalmente en la columna (iv) del cuadro nº 6 presentamos una regresión de PTF sobre la centralización de la negociación colectiva y sobre el grado de acceso al comercio internacional, restringiéndose el análisis al periodo 1976-2003. La significatividad estadística se confirma para estas dos variables. En suma, la PTF tiende a crecer en España cuando se produce una menor centralización de la negociación colectiva y una mayor apertura y facilidad de acceso al comercio internacional.

## 5. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos visto que el ciclo español presenta algunos rasgos distintos, por no decir sorprendentes, a los de otros países: la productividad es contracíclica y está relacionada negativamente con los salarios. Los contrastes econométricos de cambio estructural detectan puntos de ruptura en la serie de productividad en 1985:2, 1994:4 y 2006:3.

Para entender estos aspectos estadísticos chocantes de la evolución de la productividad se han realizado dos ejercicios en las secciones tercera y cuarta de este trabajo. En la sección tercera se ha simulado el modelo neoclásico, calibrado para la economía española, incluyendo una nota de ajuste indicada a partir de las técnicas de análisis del ciclo de Chari, MacGrattan y Kehoe (2007): una combinación de choques estructurales a la PTF y a la RMS entre ocio y consumo. Esta combinación logra simular el modelo neoclásico para la economía española generando una correlación negativa entre la productividad por hora trabajada y el salario. También esta estructura permite simular una productividad contracíclica.

En la sección cuarta hemos intentado averiguar, con herramientas estadísticas, qué cambios institucionales han podido afectar a la dinámica de la productividad en España. De los indicadores seleccionados, encontramos que la variación agregada de la PTF está correlacionada con la centralización de la negociación colectiva y con la libertad de acceso al comercio internacional. Ambas conclusiones están en la línea de lo aportado en otros trabajos para España, como los de Delgado, Fariñas y Ruano (2002) para el caso de las empresas exportadoras españolas, o por Dolado y Stucchi (2008) para el caso de la sobreprotección y dualidad que genera el marco legislativo laboral.



Es algo bastante obvio que el mercado de trabajo español es muy rígido, con unas instituciones que favorecen que los ajustes se hagan en términos reales y no nominales. Que los salarios y la productividad tengan fluctuaciones tan dispares es chocante con la teoría de ciclos reales elaborada a partir del modelo neoclásico.

A modo de resumen, la lección más relevante del presente trabajo es que el uso del modelo de ciclo real, que tan buenos éxitos ha cosechado para interpretar los ciclos norteamericanos, no puede hacerse de una manera irreflexiva para España. Es necesario seguir trabajando en identificar las fricciones que motivan los ciclos españoles, pensando no tanto en choques estocásticos sino en el papel que desempeñan las instituciones privadas y públicas en la actividad económica. La incorporación de las instituciones laborales antes mencionadas a modelos tan agregados como los que se emplean en la Macroeconomía moderna es todo un reto. Pero tenemos que esforzarnos si queremos avanzar hacia una interpretación coherente del ciclo económico español.

## APÉNDICE: DATOS Y CALIBRACIÓN

### Cuentas nacionales

El *Instituto Nacional de Estadística* (INE)<sup>9</sup> no proporciona una base de datos trimestral única que cubra el periodo desde 1976:3 a la actualidad. En su lugar, el INE ofrece tres bases de datos con las que hemos estado trabajando. La primera comienza en 1976:3 y termina en 1998:4, con año base en 1986. La segunda comienza en 1995:1 y termina en 2011:2, con año base en 2000. La tercera comienza en 2000:1 hasta la actualidad, con año base en 2008. Hemos agregado estas bases utilizando las tasas de crecimiento a partir de esta última base disponible. El PIB ha crecido a una tasa media del 2,24% a lo largo de todo el periodo.

### Empleo, horas y salarios

Usamos las series de empleo del INE, *Encuesta de Población Activa* (EPA) desde 1976:3 a la actualidad. De la EPA utilizamos las series de población civil, población activa, empleados y desempleados. Los cambios metodológicos en la EPA han sido tenidos en cuenta. Las horas semanales trabajadas por cada trabajador proceden de la base del Ministerio de Economía y Competitividad (BD-SICE) y están desestacionalizadas mediante el programa TRAMO-SEATS.

Para el salario nominal, usamos un índice de salarios negociados en convenios colectivos. El índice de salarios (extraído también de la base BD-SICE) está elaborado por el Ministerio de Trabajo (*SGAM, Área de Mercado Laboral*). El salario real es dividido por el IPC (INE).

La tasa de temporalidad se define como el cociente del número de asalariados con un contrato temporal entre el total de asalariados. Estas series están disponibles en el INE desde 1987:2 a la actualidad. Antes de la reforma del mercado de trabajo de 1984, los contratos temporales estaban limitados a actividades temporeras o estacionales tales como la agricultura o los servicios vinculados con el turismo. Hemos extendido estas series hacia atrás (1970 a 1987) usando las series anuales de trabajo de la base EU KLEMS. Calculamos el cociente de trabajadores con baja formación en el sector primario y en el sector de hoteles y restaurantes entre el número total de trabajadores. Esta fracción es utilizada como aproximación de la tasa de temporalidad para los años 1977 a 1986, dado que las series del INE no ofrecen esta información. Para los años 1985 y 1986, interpolamos los valores usando nuestra estimación para 1984 y la tasa del INE para 1987. En promedio, la tasa de temporalidad fue

---

<sup>9</sup> Véase <http://www.ine.es/>

10,37% entre 1976 y 1984, lo cual es una cifra similar a la estimada por autores como Dolado, García-Serrano, y Jimeno (2002). El cuadro nº A.1 presenta nuestra estimación.

Cuadro nº A.1. TASA DE TEMPORALIDAD 1976-1987

	1976	1977	1978	1979	1980	1981
Tasa	0,111	0,107	0,105	0,104	0,103	0,102
	1982	1983	1984	1985	1986	1987
Tasa	0,105	0,103	0,102	0,127	0,152	0,178

Fuente: INE, EU KLEMS y elaboración propia.

### Capital e inversión

La base EU KLEMS<sup>10</sup> proporciona series anuales de capital, inversión, compensación de recursos, y producto para 1970 hasta 2007. Usamos estas series como un patrón para reconstruir nuestra serie trimestral del *stock* de capital.

En EU KLEMS, los activos están clasificados en ocho categorías: (1) *hardware*, equipos de oficina, y periféricos; (2) equipos para la comunicación; (3) licencias de *software*; (4) equipos de transporte; (5) maquinaria; (6) otros equipos; (7) estructuras, y (8) activos residenciales.

Utilizamos un índice de Törnqvist para agregar las tasas de crecimiento de estos ocho activos, usando los ratios nominales:

$$\gamma(K_t) = \sum_{j=1}^8 0.5(s_{j,t}^K + s_{j,t-1}^K)\gamma(K_{j,t}), \quad (a.1)$$

$$\gamma(K_t) = \frac{K_{j,t} - K_{j,t-1}}{K_{j,t-1}},$$

$$s_{j,t}^K = \frac{CAP_{j,t}}{\sum_j CAP_{j,t}},$$

donde  $s_{j,t}^K$  representa el ratio nominal del activo  $j$  en el año  $t$ , siendo  $CAP_{j,t}$  la compensación nominal al activo de capital  $j$  en el año  $t$ , ( $\sum_j s_{j,t}^K = 1$ ), dato que también procede de EU KLEMS.

<sup>10</sup> Véase <http://www.euklems.net/>

Las tasas anuales de crecimiento son usadas como referencia para fijar las series trimestrales del *INE*. De acuerdo con el método de inventarios perpetuos, la tasa de crecimiento del capital viene dada por:

$$\frac{K_{t+1}}{K_t} = 1 + \gamma(K_{t+1}) = 1 - \delta^{año} + \frac{I_t}{K_t}, \quad (a.2)$$

siendo  $\delta^{año}$  la tasa de depreciación anual del capital. En el cuadro nº A.2 damos información de la tasa de depreciación geométrica dada en EU KLEMS,  $\delta_j^{año}$ . Usando el ratio nominal para la inversión en 1970,  $s_{j,1970}^I$ , obtenemos una tasa de depreciación anual agregada

$$\delta_{1970}^{año} = \sum_j s_{j,t}^I \delta_j^{año} = 0,069.$$

La tasa de crecimiento del capital para 1971 es  $\gamma(K_{1971})=0.053$ . Usando la expresión (a.2) el ratio inicial de capital-inversión para 1970 viene dado por:

$$\frac{K_{1970}}{I_{1970}} = \frac{1}{\gamma(K_{1971}) + \delta_{1970}^{año}} = 8,19.$$

Cuadro nº A.2. **TASAS DE DEPRECIACIÓN (ANUAL)**

Activo	$\delta_j$	$s_{j,1970-2007}^I$
Equipos informáticos	0,315	0,027
Equipos de comunicación	0,115	0,037
Software	0,315	0,022
Equipos de transporte	0,159	0,087
Otra maquinaria y equipos	0,115	0,180
Estructuras no residenciales	0,028	0,339
Estructuras residenciales	0,011	0,297
Otros activos	0,123	0,011

Fuente: EU KLEMS.

Dada la serie trimestral de inversión bruta del *INE*, y este ratio inicial para 1970, agregamos el *stock* de capital usando una tasa de depreciación cambiante tal que la tasa de crecimiento anual del *INE* se iguale a la tasa de crecimiento anual obtenida

en (a.1) desde la base de EU KLEMS. Por ejemplo, dado el *stock* de capital estimado para 1970:4 y la tasa de crecimiento del capital  $\gamma(K_{1971})=0,053$ , la tasa de depreciación trimestral  $\delta$  es la raíz que resuelve la siguiente ecuación:

$$K_{1971:4} = (1 - \delta)^4 K_{1970:4} + I_{1971:4} + (1 - \delta)I_{1971:3} + (1 - \delta)^2 I_{1971:2} + (1 - \delta)^3 I_{1971:1},$$

donde  $\{I_{1971:q}\}_{q=1}^4$  representa el flujo trimestral de inversión estimado por el INE para 1971. La variación temporal en la tasa de depreciación refleja los cambios en la composición de la cartera de activos físicos. La tasa de depreciación promedio del periodo completo es 4,04% en términos anuales.

Nótese que a partir de la base EU KLEMS podemos calcular las tasas de crecimiento del capital hasta 2007. Para los años siguientes, 2008 a 2012, extendemos las series de capital usando una tasa de depreciación constante y el método de los inventarios permanentes. El *stock* de capital ha crecido anualmente un 4,5%.

### Fracciones de renta

Usamos las series de compensación del trabajo ( $LAB_t$ ) y del capital ( $CAP_t$ ), de la base EU KLEMS, para calcular la fracción de renta del siguiente modo:

$$\text{Fracción de renta del capital} = \frac{CAP_t}{CAP_t + LAB_t}$$

La compensación del trabajo y del capital deben sumar el valor añadido bruto total. En promedio, la fracción de renta de capital es 0,364 y fluctúa dentro del intervalo [0,333, 0,399]:

$$\sum_{t=1970}^{2008} \frac{CAP_t}{CAP_t + LAB_t} = 0,364.$$

### Contrastes de cambio estructural

Aplicamos los contrastes de cambio estructural propuestos por Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994) sobre nuestra serie de productividad por hora trabajada en España. En ambos contrastes se supone que el punto de ruptura es desconocido.

Denotemos  $\bar{y}_t = \ln(Y_t / H_t)$  a la productividad por hora trabajada y supongamos que evoluciona de acuerdo con un proceso auto-regresivo  $AR(p,r)$ , sujeto a cambios de régimen  $r$ :

$$\bar{y}_t = \mu^{(r)} + \gamma^{(r)}t + \sum_{j=1}^p \varphi_j^{(r)} \bar{y}_{t-j} + e_t,$$

con  $e_t \sim iidN(0, \sigma^2)$ , donde  $\{\mu^{(r)}, \gamma^{(r)}, \varphi^{(r)}\}_{j=1}^p$ , es el conjunto de parámetros en el régimen  $r$ . Un cambio estructural tiene lugar cuando cualquiera de los elementos en este conjunto de parámetros se altera en el momento  $T$ .

Para su contraste, estimamos ecuaciones de la siguiente forma:

$$\bar{y}_t = D_{1t} \left( \mu^{(1)} + \gamma^{(1)}t + \sum_{j=1}^p \varphi_j^{(1)} \bar{y}_{t-j} \right) + D_{2t} \left( \mu^{(2)} + \gamma^{(2)}t + \sum_{j=1}^p \varphi_j^{(2)} \bar{y}_{t-j} \right) + e_t,$$

donde  $D_{1t}$  y  $D_{2t}$  son variables dicotómicas definidas como

$$D_{1t} = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq \bar{T} \\ 1 & \text{si } t > \bar{T} \end{cases} \quad (a.3)$$

$$D_{2t} = 1 - D_{1t}. \quad (a.4)$$

La estructura definida en (a.3)-(a.4) implica que solo puede haber un punto de ruptura. Si  $\mu^{(1)} = \mu^{(2)}$ ,  $\gamma^{(1)} = \gamma^{(2)}$ , y  $\{\varphi_j^{(1)} = \varphi_j^{(2)}\}_{j=1}^p$ , no hay cambio estructural. El contraste busca un momento de ruptura  $\bar{T}$  que está fuera de la hipótesis nula de que no hay cambio estructural. Esto implica que los contrastes LM, LR y de Wald de igualdad de coeficientes no tienen las propiedades asintóticas habituales.

Andrews (1993) y Andrews y Ploberger (1994) han desarrollado contrastes para los casos en los cuales el parámetro  $\bar{T}$  está presente bajo la alternativa, pero no bajo la hipótesis nula. Consideremos la función  $F_T(\bar{T})$ , donde  $T$  es el número de observaciones, para cada valor posible de  $0.15T \leq \bar{T} \leq 0.85T$ . Andrews (1993) proporciona las propiedades asintóticas del supremo:

$$\sup_{\bar{T} \in [0.15T, 0.85T]} F_T(\bar{T}),$$

y proporciona valores críticos asintóticos.

Andrews-Ploberger (1994) sugieren, a su vez, dos estadísticos alternativos (exponencial y medio), que también usamos en nuestro contraste:

$$\begin{aligned} \exp(F_T) &= \ln \left( \frac{1}{1 + 0.85T - 0.15T} \right) \sum_{\bar{T}=0.15T}^{0.85T} \exp \left( \frac{1}{2} F_T(\bar{T}) \right), \\ \text{ave}(F_T) &= \ln \left( \frac{1}{1 + 0.85T - 0.15T} \right) \sum_{\bar{T}=0.15T}^{0.85T} F_T(\bar{T}), \end{aligned}$$

Usaremos la aproximación sugerida por Hansen (2000) para los p-valores asociados con estos tres estadísticos. Los resultados del contraste pueden verse en el cuadro nº A.3.

Cuadro nº A.3. **CONTRASTES DE CAMBIO ESTRUCTURAL PARA LA PRODUCTIVIDAD ESPAÑOLA**

Muestra 1976:2012:3	Ruptura	sup-LM	p-valor	exp-LM	p-valor	ave-LM	p-valor
Contraste conjunto	1995:4	26,207	0,0022	10,880	0,0006	15,581	0,0006
$\mu^{(1)} = \mu^{(2)}$	2006:3	20,694	0,0002	7,413	0,0000	6,405	0,0015
$\varphi_1^{(1)} = \varphi_1^{(2)}$	2006:3	21,443	0,0001	7,523	0,0000	5,869	0,0030
$\varphi_2^{(1)} = \varphi_2^{(2)}$	2006:3	21,714	0,0001	7,641	0,0000	5,884	0,0029
$\varphi_3^{(1)} = \varphi_3^{(2)}$	2006:3	21,806	0,0001	7,681	0,0000	5,846	0,0031
$\gamma^{(1)} = \gamma^{(2)}$	2006:3	21,458	0,0001	7,499	0,0000	5,620	0,0040
Muestra 1976:2006:2	Ruptura	sup-LM	p-valor	exp-LM	p-valor	ave-LM	p-valor
Contraste conjunto	1994:4	16,009	0,1029	6,035	0,0506	10,532	0,0182
$\mu^{(1)} = \mu^{(2)}$	1985:2	8,048	0,0645	1,633	0,0831	1,921	0,1218
$\varphi_1^{(1)} = \varphi_1^{(2)}$	1985:2	9,756	0,0295	1,828	0,0651	1,860	0,1297
$\varphi_2^{(1)} = \varphi_2^{(2)}$	1985:2	9,602	0,0317	1,784	0,0651	1,840	0,1323
$\varphi_3^{(1)} = \varphi_3^{(2)}$	1985:2	9,538	0,0326	1,739	0,0687	1,791	0,1394
$\gamma^{(1)} = \gamma^{(2)}$	1985:2	9,965	0,0268	1,857	0,0727	1,803	0,1376

Fuente: Elaboración propia.

Usando el test LR, identificamos tres retardos para el AR ( $p=3$ ), 1976:3-2012:3. Cuando los tres contrastes anteriores de cambio estructural son aplicados sobre la muestra completa 1976:3-2012:3, identificamos un punto de ruptura en el tercer trimestre de 2006, dado que sus p-valores asociados están por debajo del valor crítico 0,10. El contraste de significancia conjunta indica una ruptura en el cuarto trimestre de 1995.

Tomando como dada esta ruptura en 2006:3, los contrastes son aplicados de nuevo para una muestra restringida que abarca 1976:3-2006:2. La hipótesis nula es rechazada en los tres contrastes, siendo con 1994:4 el punto de ruptura identificado por el contraste conjunto (los p-valores están por debajo del valor crítico 0,1). Adicionalmente, también se identifica una ruptura en 1985:2.

De este modo, encontramos evidencia de cambios estructurales en tres momentos: 1985:2, 1994:4 y 2006:3.

## Calibración

Para el ejercicio de simulación de la sección tercera, usamos un modelo de equilibrio general dinámico con un agente y una empresa representativa, y lo calibramos para la economía española. Suponemos que la función de utilidad de un agente representativo es dependiente del consumo y de la oferta de trabajo ( $c,l$ ) y tiene la siguiente forma:

$$U(c, l) = \log(c) - \varphi \frac{l^{1+1/\nu}}{1+1/\nu},$$

donde  $\nu$  indica la iso-elasticidad de Frisch de la oferta de trabajo. Usamos una función de producción Cobb-Douglas, homogénea de grado uno en trabajo y capital ( $l, k$ ):

$$Y = Ak^\theta l^{1-\theta}.$$

El parámetro  $\theta$  indica la fracción de la renta con la que se remunera el empleo del factor capital. Supondremos, además, que todas las variables evolucionan de acuerdo con el siguiente patrón:

$$u_t = (1 + \gamma_u)^t \times \exp(\hat{u}_t) \times u_{ss},$$

donde cualquier variable  $u_t$  sigue un patrón de crecimiento a largo plazo trazado por una senda lineal y determinista,  $(1 + \gamma_u)^t$ , un ciclo  $\hat{u}_t$ , y un valor estacionario  $u_{ss}$ . En ausencia de ciclos la variable se encuentra en su senda de crecimiento ( $\hat{u}_t = 0$ ).

Este modelo nos proporciona unas condiciones de primer orden que hacen que los agentes optimicen su utilidad y su beneficio, una ley de movimiento del capital que indica cómo el flujo de inversión se transforma en capital, y una restricción presupuestaria del agente representativo que distribuye la renta entre unos recursos escasos a partir de un mecanismo de precios. Las condiciones de primer orden, a su vez, son cuatro ecuaciones: (1) una ecuación estática que intercambia ocio y consumo en virtud del salario real; (2) una ecuación dinámica que distribuye consumo a lo largo del tiempo en virtud del interés real del ahorro en un activo de capital; y (3-4) dos condiciones de empleo de trabajo y capital por parte de la empresa en virtud del salario real de mercado y del precio de arrendamiento del activo de capital.

La condición de factibilidad indica que el PIB, el consumo, la inversión y el resto de componentes del gasto deben crecer a la misma tasa. La ley de movimiento del activo de capital implica que también éste deberá crecer a la misma tasa que el PIB,  $\gamma_k = \gamma_y$ . Finalmente, la función de producción implica que la tasa de crecimiento es

$$(1 + \gamma_y) = (1 + \gamma_{TFP})(1 + \gamma_l), \quad (a.5)$$

donde  $\gamma_{TFP}$  es la tasa de crecimiento de la PTF y  $\gamma_l$  es la tasa de crecimiento del trabajo empleado.

Tenemos cinco parámetros a determinar:  $\{\beta, \psi, \nu, \theta, \delta\}$ . Necesitamos añadir unas tasas de crecimiento para el producto y el factor trabajo, que elegimos a partir de la tendencia observada en las series de datos españoles,  $\gamma_y$  y  $\gamma_b$ , recogidos en términos



anuales en el cuadro nº A.4. Las tasas de crecimiento de la PTF y de la fuerza de trabajo se ajustan al requisito de calibración (a.5). La tasa anual de crecimiento del PIB es del 2,24% a lo largo del periodo completo (a pesar de los ciclos). Durante el primer periodo 1976:3-1994:4, el crecimiento de la productividad fue alto junto con un bajo crecimiento del empleo; lo contrario sucede para el segundo periodo 1995:1-2012:3, donde se produce un bajo crecimiento de la productividad y un fuerte crecimiento del empleo.

Cuadro nº A.4. **MOMENTOS DE AJUSTE (ANUALES)**

	1976:3-1994:1	1995:1 - 2012:3
Tasa de crecimiento PIB, $\gamma_y$	2,24%	2,24%
Tasa de crecimiento PTF, $\gamma_{TFP}$	1,48%	0,54%
Tasa de crecimiento empleo, $\gamma_l$	0,75%	1,69%

Fuente: Elaboración propia.

Las condiciones de ajuste estacionarias están compuestas por un sistema de cuatro ecuaciones:

$$\varphi l_{ss}^{1+1/\nu} = (1 - \theta) \frac{y_{ss}}{c_{ss}},$$

$$(1 + \gamma_{TFP})(1 + \gamma_l) = \beta \left( 1 - \delta + \theta \frac{y_{ss}}{k_{ss}} \right),$$

$$(1 + \gamma_{TFP})(1 + \gamma_l) = 1 - \delta + \frac{x_{ss}}{k_{ss}},$$

$$y_{ss} = A_0 k_{ss}^\theta l_{ss}^{1-\theta}.$$

Cuando se resuelve, este sistema debe rendir unos valores de los parámetros que, bajo las condiciones de estado estacionario, replique ciertos momentos de ajuste de la economía española. Los momentos de ajuste son los ocho siguientes:

- 1) La fracción de rentas laborales (datos de EU KLEMS) es del 63,6%:  $\theta=1-0,633$ .
- 2) La tasa estacionaria de consumo (datos del INE) es 58,5%:  $c_{ss}/y_{ss} = 0,585$ .
- 3) La tasa estacionaria de inversión (datos del INE) es 22,5%:  $x_{ss}/y_{ss} = 0,225$ .
- 4) La relación estacionaria entre capital y producto es 3,49 por año:  $k_{ss}/y_{ss} = 3,49$ .
- 5) El producto estacionario es normalizado a la unidad:  $y_{ss} = 1$ .

- 6) La elasticidad de Frisch de oferta de trabajo de 1/3.
- 7) La fracción de horas trabajadas es del 31%:  $l_{ss} = 0,31$ .
- 8) El tipo de interés anual a largo plazo es del 4%.

Dadas las condiciones estacionarias anteriores y estos ocho momentos de ajuste, los parámetros que resuelven el sistema, y que por tanto calibran varias propiedades de la economía española, están resumidos en el siguiente cuadro nº A.5.

Cuadro nº A.5. **PARÁMETROS**

Definición	Parámetro	Valor
Tasa subjetiva de descuento (anual)	$\beta$	0,9613
Disposición a trabajar	$\psi$	117,7374
Elasticidad de Frisch de oferta de trabajo	$\nu$	0,3333
Tasa de depreciación del capital	$\delta$	0,0422
Fracción de rentas del capital	$\theta$	0,3638
Tecnología	$A_0$	0,8076

Fuente: *Elaboración propia.*

Como nota final adicional, los márgenes que se usan para estimar los choques sobre la PTF y sobre la RMS se obtienen de manera residual sobre la función de producción Cobb-Douglas y sobre la condición de primer orden entre ocio y consumo:

$$PTF_t = A_t = \frac{y_t}{k_t^\theta l_t^{1-\theta}}$$

$$RMS_t = \frac{1-\theta}{\varphi} \frac{y_t}{c_t} l_t^{-1-\frac{1}{\nu}}$$

Ambas series son un residuo de fácil estimación, una vez que el modelo está calibrado  $(\theta, \varphi, \nu)$  y se disponen de las series de PIB, capital, horas trabajadas y consumo:  $(y_t, k_t, l_t, c_t)$ . Tomando logaritmos y eliminándoles la tendencia se obtienen las series de choques que sirven para estimar los parámetros del cuadro nº 3.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABIAD, A., E. DETRAGIACHE, y T. TRESSEL (2008): A new database of financial reforms. *International Monetary Fund Working Paper* WP/08/266.
- ALLARD, G. (2005): Measuring job security over time: in search of a historical indicator for employment protection legislation. *Instituto de Empresa Working Paper* WP05-17.
- ANDREWS, D. (1993): Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, 821-856.
- ANDREWS, D. y W. PLOBERGER (1994): Optimal tests when a nuisance parameter is present under the alternative. *Econometrica* vol. 62, 1383-1414.
- BANCO MUNDIAL (2013): *Doing Business 2013: Smarter Regulations for Small and Medium-Size Enterprises*. Washington, DC: World Bank Group.
- BLANCHARD, O. y J. WOLFERS (2000): The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: the aggregate evidence. *The Economic Journal* 110, C1-C33.
- BOLDRIN, M., J. I. CONDE-RUIZ, y J. DÍAZ GIMÉNEZ (2010): Eppur si muove! Spain: growing without a model. *FEDEA Documento de Trabajo* No. 2010-11.
- BRIDGMAN, B., S. QI, y J. A. SCHMITZ (2007): Does Regulation Reduce Productivity? evidence from regulation of the U.S. beet-sugar manufacturing industry during the Sugar Acts, 1934-74. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Staff Report* 389.
- CHARI, V.V., P. J. KEHOE, y E. R. McGRATTAN (2007): Business Cycle Accounting. *Econometrica* 75, 781-836.
- DELGADO, M., J. FARIÑAS, y S. RUANO (2002): Firm Productivity and Export Markets: a Non-Parametric Approach, *Journal of International Economics*, 57(2), 397-422.
- DOLADO, J. J., C. GARCÍA SERRANO y J. F. JIMENO (2002): Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain. *The Economic Journal* 112, No. 480, F270-F295.
- DOLADO, J. J. y R. STUCCHI (2008): Do Temporary Contracts Affect TFP? Evidence from Spanish Manufacturing Firms. *IZA Discussion Paper* No. 3832, November.
- DOLADO, J. J., M. SEBASTIÁN, y J. VALLÉS (1993): Cyclical patterns of the Spanish economy. *Investigaciones Económicas* 17, 445-472.
- FLANAGAN, R. J. (1999) Macroeconomic performance and collective bargaining: an international perspective. *Journal of Economic Literature* 37, 1150-1175.
- GWARTNEY, J., R. LAWSON, y J. HALL (2012): *Economic Freedom of the World: 2012 Annual Report*. Vancouver, B.C: Fraser Institute.
- HANSEN, B. (2000): Approximative asymptotic p-values for structural changes in conditional models. *Journal of Econometrics*, vol. 97, 93-115.
- JERMANN, U. y V. QUADRINI (2012): Macroeconomic effects of financial shocks. *American Economic Review* 102, 238-271.
- JIMENO, J.F., E. MORAL, y L. SAIZ (2007): Structural breaks in labor productivity growth: the United States vs. the European Union. *Banco de España Documento de Trabajo* No. 0625.
- LAZEAR, E. P. (1990) Job security provision and employment *Quarterly Journal of Economics* 105, 699-726.
- LICANDRO, O. y L. A. PUCH (1997): Are there any special features in the Spanish business cycle? *Investigaciones Económicas* 21, 361-394.
- NICOLETTI, G. y S. SCARPETTA (2003): Regulation, productivity, and growth. *World Bank Policy Research Working Paper* No. 2944.

- OCHEL, W. (2000): Collective bargaining (centralization and coordination). *Ifo Institute*.
- (2001): Collective Bargaining Coverage in the OECD from the 1960s to the 1990s, *CESifo Forum*, 62-65.
- OECD (2004): *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- PÉREZ, F. y E. BENAGES (2014): «Productividad de los factores y especialización de las regiones españolas entre 2000 y 2012». *Ekonomiaz* este mismo volumen.
- RODRÍGUEZ LÓPEZ, J. Y M. SOLÍS GARCÍA (2014): Accounting Spanish Business Cycles: What Can Be Learned from Past Recessions? Aceptado a publicación en *Macroeconomic Dynamics*.
- SEGURA, J. (2001): La reforma del mercado de trabajo español: Un panorama. *Revista de Economía Aplicada* No. 25 vol. IX: 157-190.
- SCHMITZ, J. A. (2005): What Determines Productivity? Lessons from the Dramatic Recovery of the U.S. and Canadian Iron Ore Industries Following Their Early 1980s Crisis. *Journal of Political Economy* Vol. 113, No. 3, 582-625.
- (2008): Privatization's Impact on Private Productivity: The Case of Brazilian Iron Ore. *Review of Economic Dynamics* Vol. 11, No. 4, 745-760.