



LA ELASTICIDAD DE LA OFERTA DE TRABAJO EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA



José Francisco Bellod Redondo^{1*}
* Universidad de Murcia, España

Recibido Julio 2020; Aceptado Septiembre 2022

Resumen

En este artículo analizamos la elasticidad de la oferta de factor trabajo frente al salario real, para el caso de la economía española en el periodo 2002 – 2019 mediante la metodología ARDL. Las evidencias obtenidas son contrarias a una de las hipótesis básicas de los modelos de ciclo económico real (Real Business Cycle), esto es, la elevada elasticidad de la oferta de trabajo frente al salario real, que permite convertir los shock tecnológicos transitorios en movimientos cíclicos del empleo y, por tanto, de la producción.

Palabras clave: ciclo económico real, elasticidad oferta de trabajo.

Clasificación JEL: E32, J22

Abstract

In this paper we analyze the elasticity of the supply of labor factor against the real wage, for the case of the Spanish economy in the period 2002 – 2019 through the ARDL methodology. The evidence obtained is contrary to one of the basic hypotheses of the Real Business Cycle models, that is, the high elasticity of the labor supply to the real wage, which allows transient technological shocks to be converted into cyclical movements in employment and, therefore, in production.

Key words: real business cycle, labor – wage elasticity.

JEL Classification: E32, J22

¹ Correo de contacto: bellodredondo@yahoo.com

1.- Introducción.

El mercado de trabajo es una pieza central de los modelos de ciclo económico real (Real Business Cycle, RBC) que tanto han proliferado a partir de los trabajos iniciales de Lucas (1975), Kydland y Prescott (1982) y Long y Plosser (1983). Su papel como “mecanismo de propagación” es esencial para que las perturbaciones tecnológicas iniciales impriman un comportamiento cíclico al volumen de producción. Sin embargo, los modelos RBC se basan en un requisito muy exigente: para que los shocks tecnológicos se traduzcan en movimientos cíclicos del PIB, es necesario que se verifique una elevada elasticidad salarial de la oferta de trabajo, de modo que el incremento en la oferta de factor trabajo actual inducido por los mayores salarios reales actuales se traduzcan en menor oferta futura.

Ciertamente los modelos RBC iniciales² han evolucionado considerablemente: puede decirse que han constituido una de las áreas más fértiles de la macroeconomía desde los años '80. Así, como puede apreciarse examinando la literatura, se han introducido formulaciones no walrasianas, complementos monetarios, perturbaciones de demanda, mercado incompletos o problemas informacionales que en cierta forma han enriquecido pero desnaturalizado los modelos originales. De ello da buena cuenta las revisiones realizadas por Zarnowitz (1985), Stadler (1994); Diebold y Rudebusch (1996), Basu y Taylor (1999) o Knoop (2004) o Snowdon y Vane (2005).

Sin embargo, la caracterización de la oferta de trabajo como una función elástica frente al salario real sigue siendo una característica común a todos ellos. Y no es de extrañar: en ella reside la capacidad de los modelos RBC para replicar movimientos cíclicos a partir de perturbaciones iniciales (monetarias o tecnológicas). Sin esa pieza, dichos modelos no son capaces de explicar ni predecir el comportamiento (pro/anti) cíclico de las variables macroeconómicas.

La evidencia empírica existente para otros países es contraria a la hipótesis de elevada elasticidad – salario de la oferta de factor trabajo. Así se deduce de los trabajos de Pencavel (1986, 1998), Killingsworth y Heckman (1986), Card (1994) y Mulligan (1998). La

² En sentido estricto el modelo planteado por Lucas (1975) no es un RBC porque dicho autor sitúa en las sorpresas monetarias y no en perturbaciones tecnológicas el origen del ciclo. Salvando esa diferencia, puede decirse que todos los modelos RBC derivan de aquél.

evidencia para el caso español, que revisaremos en el epígrafe siguiente, parece ir en el mismo sentido.

En el presente trabajo abordamos el análisis de la elasticidad salarial para el caso de la economía española en el periodo 2002 – 2019, utilizando la metodología ARDL. Sin duda el acontecimiento más significativo del mercado de trabajo en ese periodo es el intenso crecimiento de la población total y de la oferta de trabajo como consecuencia del proceso migratorio, proceso que tiene su origen en dos factores: un factor interno (“la burbuja inmobiliaria”) que alimentó la demanda de factor trabajo del periodo 2002 – 2007, y el deterioro económico e institucional en los países emisores de migrantes (principalmente Ecuador y Marruecos y, en menor medida Europa del Este). Posteriormente la implosión de la burbuja inmobiliaria provocó una larga crisis que operó en sentido contrario (2008 – 2014).

El artículo se organiza como sigue: en el epígrafe 2 revisamos la literatura pertinente, en el epígrafe 3 exponemos los rasgos más significativos del mercado de trabajo; en el 4 ofrecemos la evidencia empírica que hemos obtenido y finalmente presentamos las conclusiones.

2.- Revisión de la literatura.

Desde que se formularon los primeros modelos RBC, éstos fueron objeto de creciente interés, probablemente porque suponían el asalto definitivo de la escuela neoclásica contra los restos de la teoría keynesiana hegemónica hasta los años ´70: la teoría de los ciclos, probablemente el área más compleja de la Macroeconomía, era el destino natural de los ataques contra el paradigma keynesiano, ataques que se habían nutrido sucesivamente de la teoría de la tasa natural de desempleo y la teoría de las expectativas racionales.

Los supuestos sobre los que se sustentan los modelos RBC fueron y siguen siendo objeto de crítica desde un primer momento, básicamente por su carácter absolutamente irrealista (equilibrio walrasiano, condiciones de competencia perfecta, retribución de los actores acorde con su productividad marginal...). No cabe la menor duda de que la modelización del mercado de trabajo jugaba un papel central: los modelos RBC rescataban el ideal neoclásico según el cual el volumen de empleo venía determinado, en equilibrio, por el libre juego de la oferta (deducida a partir de la elección renta – ocio) y la demanda (productividad marginal del trabajo). La teoría de las expectativas racionales aseguraba además que sólo una sorpresa monetaria (un

shock no sistemático) podría provocar una desviación del volumen de empleo (y producción) observado del indicado por el modelo neoclásico.

Pero al tiempo que se trataba de sepultar el paradigma keynesiano surgía un problema de inconsistencia entre el nuevo paradigma y los hechos: los ciclos, objetivamente, existen y no sólo existen sino que presentan ciertas regularidades (stylized facts). El reto de los modelos RBC era obtener un modelo dinámico (y además cíclico) a partir del modelo neoclásico estático del mercado de trabajo.

Al igual que en otras teorías que han tratado de explicar el ciclo económico, los RBC parten de la distinción de los “mecanismos de impulso” y “los mecanismos de propagación”. Ambos mecanismos operan sobre la estructura del mercado de trabajo. El “mecanismo de impulso” es el que da lugar a la desviación inicial del volumen de empleo (y producción) respecto del equilibrio neoclásico. Los modelos RBC identifican ese mecanismo en el shock tecnológico: perturbaciones que alteran la productividad marginal del trabajo. Las innovaciones tecnológicas, por ejemplo, aumentan dicha productividad y con ello la demanda de factor trabajo para cada nivel de salario real. *Ceteris paribus* tanto el salario real como el volumen de empleo de equilibrio aumentarán y con ello la producción. Obviamente esto no da lugar exactamente a un ciclo sino a un salto en el volumen de producción y a un nuevo estado estacionario. Por ello los modelos RBC suponen que los shocks tecnológicos son transitorios, de modo que la productividad marginal vuelve a su situación original.

En cuanto al “mecanismo de propagación”, que convierte shocks transitorios en efectos que se extienden en el tiempo y con naturaleza cíclica, se requiere que pequeñas perturbaciones tecnológicas den lugar a amplios incrementos en el volumen de producción, para lo cual es necesario que la oferta de factor trabajo sea muy elástica frente al salario real. Desde el punto de vista teórico esa elevada elasticidad se sustenta en el principio de sustitución intertemporal desarrollado por Lucas y Rapping (1969): si bien se admite que en el largo plazo dicha oferta es inelástica, en el corto plazo los trabajadores reasignan su oferta individual de trabajo en respuesta a cambios transitorios en el salario de modo que un incremento del salario real les lleva a sobre – ofrecer sus servicios hoy a costa de reducir su oferta futura. Más oferta de trabajo hoy a cambio de menos cantidad mañana es lo que permite transformar mayor volumen de producción hoy en un menor volumen de producción mañana.

Otra variable muy relevante en los modelos RBC y que está enraizada en el trabajo de Lucas y Rapping (1969) es el tipo de interés

real. La elección renta – ocio es una elección intertemporal, lo cual obliga a los agentes a utilizar los tipos de interés como mecanismo para comparar asignaciones de recursos que tienen lugar en distintos momentos del tiempo. En los modelos RBC el tipo de interés es una variable procíclica: sus incrementos encarecen el ocio, reducen el valor actual del trabajo futuro, y eso provoca mayor oferta de trabajo hoy a cambio de una menor oferta mañana.

La evidencia empírica al respecto se acumula en contra de la hipótesis de elevada elasticidad sobre la que se construyen los modelos RBC. Cabe citar los trabajos de Pencavel (1986, 1998), Killingsworth y Heckman (1986), Card (1994) y Mulligan (1998). En todos ellos se obtienen elasticidades muy reducidas. En el lado contrario cabe citar a Lucas y Rapping (1969).

Para el caso de la economía española también existen trabajos muy relevantes. Para el periodo (1976 – 1988), Goerlich (1992) somete a contraste la hipótesis de sustitución intertemporal de Lucas Y Rapping (1969), obteniendo que la evidencia econométrica es incompatible con dicha hipótesis. Es el caso, por ejemplo de Martín Marcos y Moreno Martín (1990) acerca del impacto del sistema de pensiones de la Seguridad Social sobre la oferta de trabajo, relativa al periodo (1964 – 1984): la elasticidad obtenida es -0,21. En el caso de Prieto y Álvarez (2002), con datos procedentes del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE, 1994 y 1995), trata de analizar el impacto de la reforma del Impuesto de la Renta de las Personas Físicas (IRPF) sobre la oferta laboral y el bienestar de las familias; obteniendo que las elasticidades medias estimadas se sitúan entre 0,43 y 0,49 para los hombres y 0,70 y 1,11 para mujeres. Estos resultados son consistentes con los que habían obtenido en Prieto y García (2000). Gennari (2015), utilizando datos anuales examina el periodo 1966 – 2001, estimando una elasticidad de 0,026. En su investigación sobre la oferta de trabajo femenina, Martínez Granado (2001) haya que la elasticidad – salario depende de diversos factores (tenencia de hijos, estado civil, edad) y se sitúa en el rango 0,100 – 0,213.

Los resultados ofrecidos en la Tabla 1 proceden de metodologías y periodos muy distintos, si bien todos referidos a la economía española. La conclusión común a todos ellos es la reducida elasticidad salarial de la oferta de trabajo, si bien hay una importante dispersión en los valores estimados.

Tabla 1

Resumen de elasticidad – salario de la oferta de trabajo (economía española)		
Autores	Periodo muestral	Elasticidad estimada
García et al (1988)	1985	Mujeres: 0,0156
Martín y Moreno (1990)	1964 – 1984	-0,21
Goerlich (1992)	1976 – 1988	-0,028
Martínez Granado (2001)	1990	Mujeres: 0,100 – 0,213
Prieto y Álvarez (2002)	1994	Hombres: 0,43 – 0,49 Mujeres: 0,70 – 1,11
Soria (2009)	2002	0,25 – 0,30
Gennari (2015)	1966 – 2011	0,026

Fuente: elaboración propia a partir de los autores citados.

3.- Comportamiento reciente del mercado de trabajo en España.

Es conveniente contextualizar nuestra investigación acerca de la elasticidad salarial de la oferta de trabajo. Para el periodo muestral que estamos analizando (2002 – 2019), el mercado de trabajo español se caracteriza por tres fases bien diferenciadas: el “boom inmobiliario” (2002 – 2007), la posterior crisis (2008 – 2014) y la incipiente recuperación (2015 – 2019) abortada por la irrupción del COVID – 19 y la posterior guerra de Ucrania. La vinculación de la oferta de trabajo con el ciclo para el caso español ha sido estudiada por Congregado et al. (2011), Congregado et al (2020) y Martín – Román et al. (2020). Estas fases tienen un impacto muy marcado en la evolución del mercado de trabajo tal y como puede apreciarse en la Tabla 2.

El proceso de atracción/expulsión de población extranjera, ha sido la principal variable de ajuste del mercado de trabajo durante cada uno de estos periodos. Eso es muy relevante porque en la medida en que el mercado se ajusta vía flujos de población, un menor peso recae sobre los salarios reales. Del mayor peso que el ajuste vía cantidades tienen en el caso del mercado de trabajo español en comparación con el europeo, dan cuenta los estudios sobre el coeficiente de la Ley de Okun ofrecidos por Bande y Martín – Román (2018) y Porras y Martín – Román (2019).

En el intenso proceso de crecimiento vivido por la economía española en el periodo (2002 – 2007), conocido como “boom inmobiliario”, la población activa creció en 4.024.800 de personas, de

ellas 2.165.000 eran extranjeros, es decir el 53'8%. Si la población activa creció a una tasa media anual del 2%, la población activa extranjera lo hizo al 24'8%, esto es, 6 veces más rápido. En ese periodo los salarios reales tuvieron un comportamiento muy moderado, creciendo a una tasa anual media anual del 1%.

Con la crisis que sobrevino tras la implosión de la burbuja inmobiliaria española, y la sucesión de shocks financieros importados (quiebra de Lehman Brothers, el fiasco de las finanzas griegas, etc), la economía española sufrió un intenso proceso de destrucción de empleo. Su repercusión en el mercado de trabajo fue dramática: entre 2008 y 2014 la población activa extranjera se redujo en 441.300 personas. Durante este periodo el ajuste salarial fue limitado: los salarios reales crecieron a una tasa anual media anual del 0'5%.

A partir de 2015 ya puede hablarse de recuperación y a partir de 2016 ese cambio de tendencia se traslada al mercado de trabajo: la población activa comienza a crecer, impulsada por la población extranjera, si bien los salarios reales siguen creciendo a un ritmo muy moderado (0'4%), probablemente por el efecto conjunto de las limitadas expectativas de recuperación económica y de las reformas laborales que redujeron drásticamente el poder de negociación sindical.

De acuerdo con Basu y Taylor (1999), hemos seleccionado unos indicadores básicos acerca del comportamiento del salario real en nuestro periodo de estudio (véase Tabla 3). Los salarios reales se caracterizan por una reducida volatilidad y una fuerte inercia, tanto en el periodo expansivo (2002 – 2007) como en la crisis (2008 - 2014) e incipiente recuperación posterior (2015 – 2019). Es decir: ni durante la época de crisis ni durante la época de crisis es la variable fundamental de ajuste en el mercado de trabajo. Ciertamente este resultado debería matizarse por el hecho de que, según los estudios existentes, en España hay un importante grado de economía sumergida por lo que parte de los salarios percibidos por los trabajadores no tiene reflejo en las estadísticas y es precisamente esa fracción la que podría haber sido objeto de ajuste.

En cuanto a la relación entre salario real y output, los modelos RBC predicen una alta correlación entre salario y output: los salarios reales son procíclicos. Como se aprecia en la Tabla 3 esto se cumple para el periodo expansivo (0,859), no así en el periodo de crisis (0,274) ni menos aún en el de la posterior recuperación (-0,456).

Tabla 2

España: evolución del mercado de trabajo
(miles de personas)

	Población Total		
	2002 – 2007	2008 – 2014	2015 – 2019
<u>Incremento absoluto</u>			
(a) Total:	4.208,2	1.121,3	659,5
(b) Extranjera:	3.167,4	248,8	896,6
(b/a):	75,3%	22,2%	136,0%
 <u>TMAA</u>			
(a) Total:	2,0%	0,4%	0,4%
(b) Extranjera:	23,1%	0,8%	4,1%
	Población Activa		
	2002 – 2007	2008 – 2014	2015 – 2019
<u>Incremento absoluto</u>			
(a) Total:	4.024,8	366,9	132,0
(b) Extranjera:	2.165,0	-441,3	293,0
(b/a):	53,8%	-120,3%	222,0%
 <u>TMAA</u>			
(a) Total:	4,0	0,3	0,1
(b) Extranjera:	24,8	-2,4	2,5
	Salario real		
	2002 – 2007	2008 – 2014	2015 – 2019
€/hora	14,8	15,8	15,7
TMAA	1,0%	0,5%	0,4%
	Tipo de interés real		
	2002 – 2007	2008 – 2014	2015 – 2019
	0,9%	2,7%	0,6%

Fuente: elaboración propia a partir de EPA, de Encuesta Trimestral de Coste Laboral y Eurostat.

Tabla 3
Caracterización de los salarios reales: w_t

	Periodo		
	2002 – 2007	2008 – 2014	2015 – 2019
Volatilidad	0'018	0,024	0,012
Persistencia	0'725	0,785	0'481
Co-movimiento	0'859	0'274	-0'456

Nota: la volatilidad es la desviación típica de la variable en el periodo indicado; la persistencia es la autocorrelación con un periodo de retardo; y el co-movimiento, la correlación del par $[w_t, y_t]$.

Fuente: elaboración propia a partir de datos de anexo.

Atendiendo a los diversos grupos de interés analítico (género, nacionalidad) dentro del mercado de trabajo, tal y como se aprecia en la Tabla 4 la población activa extranjera es (seguida de la población femenina) la que presenta una mayor volatilidad: las mujeres y la población inmigrante presentan una mayor movilidad en el mercado de trabajo, tanto en la fase expansiva como en la fase recesiva del ciclo, fenómeno ya constatado en la literatura citada.

Los datos anteriores tratan de contextualizar el análisis de la elasticidad que estamos llevando a cabo. En comparación con otras investigaciones citadas, estos datos nos revelan que la nacionalidad del trabajador es un factor muy relevante a la hora de explicar el comportamiento de la oferta de trabajo en las últimas dos décadas. Y se trata de un fenómeno radicalmente diferente a la experiencia secular de la economía española, en la que los grandes fenómenos migratorios habían sido intra – nacionales³. También el género es una variable relevante en la explicación de la evolución de la población activa, tal y como acredita la literatura existente, tanto los estudios ya citados sobre elasticidad en la Tabla 1 como en investigaciones sobre el comportamiento de la población activa en España, por ejemplo Lacuesta y Puente (2010), Montero (2011) o Montero y Regil (2015).

³ Del sur de España hacia Barcelona en los años '20; un retorno al campo tras la guerra civil en los años '40; migración española hacia Francia, Alemania y Suiza en los años 50 y 60, y retorno en los '70.

Tabla 4
Caracterización de la oferta de factor trabajo
(Población activa)

	Volatilidad		
	2002 – 2007	2008 – 2014	2015 – 2019
pac_t^T	0'025	0,008	0,003
pac_t^{HO}	0'017	0'015	0'005
pac_t^{MU}	0,036	0,027	0,003
pac_t^{NA}	0'012	0'007	0,007
pac_t^{EX}	0'109	0,053	0,015
	Persistencia		
	2002 – 2007	2008 – 2014	2015 – 2019
pac_t^T	0'744	0'770	0'214
pac_t^{HO}	0'737	0'882	0'458
pac_t^{MU}	0'729	0'859	-0'152
pac_t^{NA}	0'719	0'767	0'671
pac_t^{EX}	0'747	0'896	0'697
	Co – movimiento		
	2002 – 2007	2008 – 2014	2015 – 2019
pac_t^T, y_t	0'993	-0'063	0'198
pac_t^{HO}, y_t	0'985	0'852	-0'222
pac_t^{MU}, y_t	0'988	-0'895	0'517
pac_t^{NA}, y_t	0'986	-0'802	-0'935
pac_t^{EX}, y_t	0'993	0'670	0'741

Nota: la volatilidad es la desviación típica de la variable en el periodo indicado; la persistencia es la autocorrelación con un periodo de retardo, y el co-movimiento el correlación del par $[pac_t^T, y_t]$.

Fuente: elaboración propia a partir de datos de anexo.

Tabla 5
Estadística descriptiva de las variables
Periodo muestral: 2002:t1 – 2019:t4

Variabes	Obs.	Media	Desv. Típ.	Máx.	Mín.
pac_t^T	72	22.303,3	1.331,2	23.491,9	18.635,1
pac_t^{HO}	72	12.427,1	465,9	13.199,4	11.192,3
pac_t^{MU}	72	9.876,2	1.013,2	10.844,1	7.442,7
pac_t^{NA}	72	19.134,3	599,4	19.798,9	17.479,9
pac_t^{EX}	72	2.783,6	629,8	3.578,0	1.069,3
ppa_t	72	37.889,9	1.329,0	39.427,2	34.470,6
w_t	72	15,43	0,53	16,43	14,34
r_t	72	1,51	1,46	4,94	-1,14

Fuente: elaboración propia a partir de datos de anexo.

4.- Evidencia empírica.

En la literatura sobre esta materia, existen básicamente dos estrategias metodológicas para medir la elasticidad salarial de la oferta de trabajo: o bien la utilización de series transversales (habitualmente datos de encuesta) o bien estimaciones de series temporales. Y en cada una de ellas juega un papel esencial la definición de las variables objeto de medición y su relación con los conceptos contenidos en los modelos RBC.

En los trabajos citados en la Tabla 1, hay ejemplos de explotación estadística de paneles de datos vinculado a un año concreto (PHOGUE), o bien regresiones a partir de series temporales. Los datos de paneles estadísticos tienen como ventaja ofrecer una gama amplia de variables que no están disponibles para las regresiones de corte temporal. Así, por ejemplo, en la encuesta PHOGUE se pregunta directamente al encuestado acerca de su salario de reserva o la disponibilidad a incorporarse al mercado de trabajo, datos que luego pueden ponerse en relación con otras variables demográficas (edad, residencia, familia), sociológicas (nivel de estudios), etc. Como indican Abellán et al (2000), la gran desventaja es la poca representatividad de la encuesta (es de ámbito europeo) cuando se la aplica a un país concreto (España en este caso). Además, al realizarse en un momento concreto sin continuidad temporal, los resultados pueden estar muy sesgados por las condiciones del momento cíclico que vive la economía y sus resultados pueden no ser extrapolables a otras coyunturas. Por la propia configuración de la encuesta, referida a un año concreto, no es posible abordar el problema (esencial en los modelos RBC) de la relación intertemporal entre las variables en juego.

En cuanto a los análisis de series de corte temporal, la ventaja es que pueden disponerse de muestras amplias que incumplan diversas coyunturas cíclicas, de forma que los resultados no estén sesgados por la coyuntura del año en que se efectúa la encuesta. Sin embargo, la desventaja de este procedimiento es la limitación en la gama de variables disponibles para efectuar las regresiones en comparación con las que ofrece una encuesta como PHOGUE.

En nuestro caso hemos optado por un análisis de series de corte temporal, que abarca un periodo suficientemente amplio (2002 – 2019) como para eliminar el impacto de cambios de coyuntura, dado que contempla tanto una fase expansiva (2002 – 2007) como una fase de grave crisis (2008 – 2014) y otra de débil recuperación (2015 – 2019).

Por otra parte, la selección de variables a utilizar juega un papel central en la modelización de la relación oferta de trabajo – salario. El principal problema que encontramos es que los frecuentes cambios en la metodología de recopilación y tratamiento de datos impide disponer de series extensas de alta frecuencia (trimestrales, mensuales), especialmente en materia de salarios y empleo.

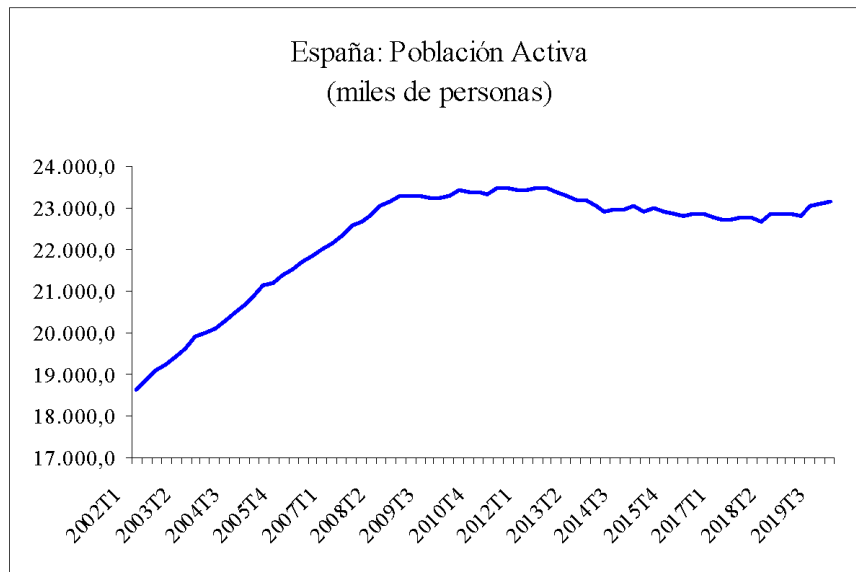
Por lo que respecta a los salarios y para el caso de la economía española, disponemos de varias definiciones distintas y varias fuentes alternativas. Utilizaremos la “Encuesta Trimestral de Coste Laboral” (INE), que suministra, desde 2000, series de salarios para el conjunto de la economía w_t : concretamente utilizaremos el “coste salarial por hora efectiva” como proxy del salario nominal. Pero es sólo un proxy porque existen evidencias más que suficientes acerca las brechas salariales por razón de género y nacionalidad: al respecto pueden destacarse los trabajos de Simón et al. (2008), Nicodemo y Ramos (2012) o Huertas et al. (2017). Los indicadores salariales así obtenidos pueden ser deflactados mediante el IPC previamente trimestralizado: hay que tener en cuenta que en los modelos RBC es el salario real y no el nominal la variable relevante para que los agentes adopten sus decisiones de contratación de factor trabajo.

En cuanto a la variable “oferta de factor trabajo” se plantea un problema analítico de largo alcance: los modelos originales RBC parten del supuesto de que los mercados (también el de trabajo) están permanentemente en equilibrio, de modo que los trabajadores siempre se encuentran sobre su curva de oferta (no existe desempleo involuntario). En otras palabras: todo el trabajo ofrecido por las familias es contratado por las empresas de modo que el volumen de empleo observado estadísticamente en cada momento (población ocupada) sirve como indicador de la oferta de trabajo. Pero si no aceptamos el supuesto de ajuste competitivo instantáneo, el trabajo ofrecido no tiene por qué coincidir con el trabajo contratado. En este sentido la opción más razonable consiste en definir la oferta de trabajo como el volumen de trabajadores integrantes de la “Población activa” pac_t^T . De hecho, no es aventurado afirmar que, más allá de los RBC, en los ámbitos de la Teoría Económica y de la Economía Aplicada está generalmente aceptado que la oferta de trabajo de la que dispone un país es precisamente su población activa. En el caso de España, esta variable nos la proporciona trimestralmente la “Encuesta de Población Activa” (EPA), elaborada por el INE, estando disponible tanto a nivel agregado para el conjunto de la economía como por sectores y ramas de actividad. Aunque la EPA comenzó a confeccionarse en 1976, ha sufrido cambios

metodológicos importantes de modo que no disponemos de una serie homogénea que cubra las variables de interés desde ese año hasta la actualidad. La variable “población activa” está disponible a nivel agregado desde el año 2002; por ramas y sectores sólo desde 2008, de modo que a efectos econométricos la muestra disponible es muy reducida. Dada la importancia del fenómeno migratorio y también el comportamiento diferencial que, por razones de género, ha presentado el mercado de trabajo en España; el tratamiento econométrico será aplicado sucesivamente distinguiendo entre población activa total pac_t^T , población activa “nacional” y “extranjera” pac_t^{NA} , pac_t^{EX} . Otro tanto haremos distinguiendo entre población activa masculina y femenina (pac_t^{HO} , pac_t^{MU}). También hemos incluido la “población potencialmente activa” (ppa_t) como proxy de la evolución demográfica del país.

Como indicador del tipo de interés hemos escogido el rendimiento de la deuda pública a largo plazo corregido por la inflación, facilitado por Eurostat. De acuerdo con los modelos estándar de elección renta – ocio se espera un comportamiento procíclico: mayores tipos de interés reales conducen a anticipar a hoy la oferta de trabajo futura⁴.

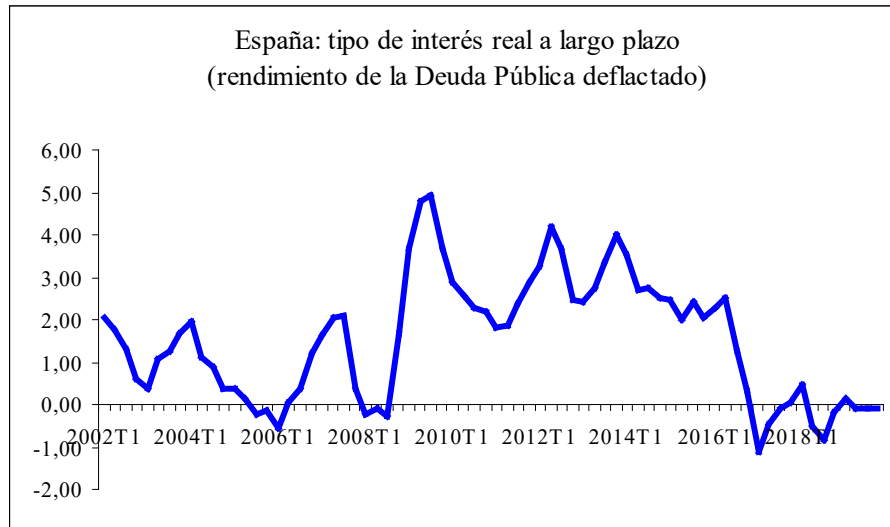
Gráfico 1



Fuente: elaboración propia a partir de EPA (INE).

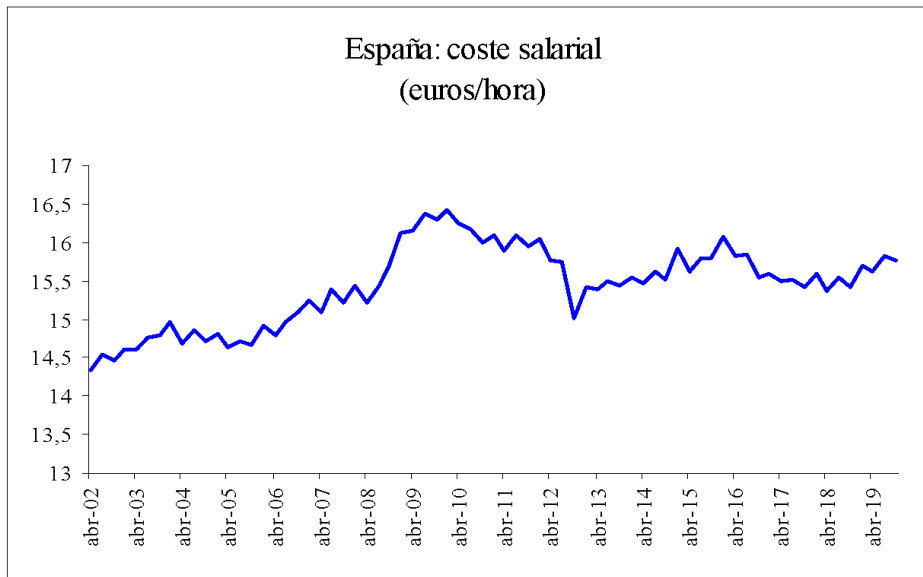
⁴ Todo el tratamiento econométrico ha sido realizado con Eviews 12.

Gráfico 2



Fuente: elaboración propia a partir de Eurostat.

Gráfico 3



Fuente: elaboración propia a partir de ETCL e IPC (INE).

A partir de las variables indicadas hemos aplicado los test de raíces unitarias ADF y Phillips – Perron que se ofrecen en la Tabla 6. Hemos trabajado con las variables en logaritmos salvo el tipo de interés), variables que han sido previamente sometidas al filtro Baxter – King. Como puede constatarse, para la mayoría de variables se confirma la ausencia de raíz unitaria. No así en el caso de la población activa nacional (pac_t^{NA}), la población activa masculina (pac_t^{HO}) y la población potencialmente activa (ppa_t). Como es posible que esta ausencia de estacionariedad sea consecuencia de cambios estructurales en las variables, tal y como indican Perron (1989), Zivot y Andrews (1992) o Vogelsang y Perron (1998); para aquellas variables para las que los citados tests ofrecen resultados contradictorios (pac_t^{HO} , pac_t^{NA} , ppa_t) hemos aplicado un segundo test ADF con punto de ruptura cuyos resultados ofrecemos en la Tabla 7, y que confirman el carácter que confirman el carácter $I(0)$ de todas las variables que vamos a emplear salvo pac_t^{NA} .

Para estimar la elasticidad de la oferta de trabajo frente al salario real y al tipo de interés real, plantearemos varios modelos ARDL alternativos siguiendo la metodología de Pesaran y Shin (1998) y Pesaran, Shin y Smith (2001), con los que tratar de recoger características potencialmente relevantes tales como de “nacionalidad” y “género”, del tipo:

$$\log(pac_t^z) = a_0 + a_1 \cdot t + \sum_{i=0}^m \alpha_i \cdot \log(w_{t-i}^z) + \sum_{i=0}^n \delta_i \cdot r_{t-i} + \sum_{i=1}^h \beta_i \cdot \log(pac_{t-i}^z) + \varepsilon_t \quad (1)$$

O sintéticamente:

$$B(L) \log(pac_t^z) = a_0 + a_1 \cdot t + A(L) \log(w_t^z) + D(L)r_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

La metodología ARDL permite la estimación uniecuacional utilizando simultáneamente variables con distinto orden de integración. Las variables en juego en los sucesivos modelos serán la “población activa” en las diversas modalidades comentadas, como indicador de la oferta de trabajo (pac_t^T , pac_t^{NA} , pac_t^{EX} , pac_t^{HO} , pac_t^{MU}); el salario real (w_t) y el tipo de interés real (r_t).

Tabla 6
Test de raíces unitarias
Periodo muestral: 2002:t1 – 2019:t4

Método ADF.			
$H_0: x_t$ tiene una raíz unitaria			
	x_t	Δx_t	$I(d)$
pac_t^T	-4'64***	---	$I(0)$
pac_t^{HO}	-5'83***	---	$I(0)$
pac_t^{MU}	-7'63***	---	$I(0)$
pac_t^{NA}	-2'11	-2'76*	$I(1)$
pac_t^{EX}	-5'71***	---	$I(0)$
ppa_t	-2'36	-4'30***	$I(1)$
w_t	-3'81***	---	$I(0)$
r_t	-3'92***	---	$I(0)$

Método Phillips – Perron			
$H_0: x_t$ tiene una raíz unitaria			
	x_t	Δx_t	$I(d)$
pac_t^T	-5'85	---	$I(0)$
pac_t^{HO}	-0'89	-5'47***	$I(1)$
pac_t^{MU}	-10'07***	---	$I(0)$
pac_t^{NA}	-3'63***	---	$I(0)$
pac_t^{EX}	-3'00**	---	$I(0)$
ppa_t	-5'70***	---	$I(0)$
w_t	-2'63*	---	$I(0)$
r_t	-1'07	---	$I(1)$

Nivel de confianza: 10% (*), 5% (**) y 1% (***).

Fuente: elaboración propia a partir de datos de anexo.

Tabla 7
Test de raíces unitarias - Método ADF con punto de ruptura
Periodo muestral: 2002:t1 – 2019:t4

	Punto de ruptura	x_t	Δx_t	$I(d)$
pac_t^{HO}	2009:t1	-5'66***	---	$I(0)$
pac_t^{NA}	2014:t2	-3'091	-7'421***	$I(1)$
ppa_t	2005:t4	-10'19***	---	$I(0)$

Nivel de confianza: 10% (*), 5% (**) y 1% (***), según probabilidades asintóticas definidas por Vogelsang (1993).

Fuente: elaboración propia a partir de datos de anexo.

Una vez realizada la estimación, podemos identificar las elasticidades de la oferta de trabajo frente al salario real ($\varepsilon_{pac,w}$) y frente al tipo de interés real ($\varepsilon_{pac,r}$) con los multiplicadores totales de impacto:

$$\varepsilon_{pac,w} = \frac{A(L)}{B(L)} = \frac{\sum_{i=0}^m \hat{\alpha}_i}{1 - \sum_{i=1}^h \hat{\beta}_i} \quad \varepsilon_{pac,r} = \frac{D(L)}{B(L)} = \frac{\sum_{i=0}^n \hat{\delta}_i}{1 - \sum_{i=1}^h \hat{\beta}_i} \quad (3)$$

Previamente a la estimación de cada modelo hemos determinado su retardo óptimo recurriendo al criterio informacional de Akaike. En algunos de los modelos se ha introducido una variable ficticia que recoge el cambio de sensibilidad de la oferta de trabajo frente al salario real a partir de 2010. Finalmente planteamos los test estándar sobre los residuos: autocorrelación de Portmanteau, heteroscedasticidad de White y test de normalidad Bera – Jarque.

Los test pertinentes sobre residuos confirman la ausencia de correlación de los residuos, normalidad de los mismos, ausencia de heteroscedasticidad, etc.

En la tabla 8 hemos resumido las elasticidades de la oferta de trabajo estimadas de cada uno de los modelos, teniendo en cuenta el retardo óptimo de cada uno de ellos.

Tabla 8
Modelos ARDL seleccionados
Relación de largo plazo entre las variables

Modelo	Modelo óptimo	Elasticidad de la oferta de trabajo frente a:			
		w_t		r_t	
Nº 1	pac_t^T, w_t, r_t, ppa_t	ARDL(1, 3, 0, 3)	2002 < t < 2009	0'734	0'09
			2010 < t < 2019	0'738	
Nº 2	$pac_t^{HO}, w_t, r_t, ppa_t$	ARDL(5, 0, 3, 4)	2002 < t < 2009	0'072	0'04
			2010 < t < 2019	0'074	
Nº 3	$pac_t^{MU}, w_t, r_t, ppa_t$	ARDL(6, 8, 8, 8)	2002 < t < 2009	0'681	0'007
			2010 < t < 2019	0'687	
Nº 4	$pac_t^{NA}, w_t, r_t, ppa_t$	ARDL(7, 5, 8, 6)	-0'323		0'22
Nº 5	$pac_t^{EX}, w_t, r_t, ppa_t$	ARDL(7, 7, 3, 8)	2'90		0'023

Fuente: elaboración propia a partir de datos de Anexo.

5. - Conclusiones.

En este trabajo hemos tratado de aportar evidencia empírica adicional acerca de la elasticidad salarial de la oferta de trabajo de la economía española, para el periodo 2002–2019. Es un objetivo pertinente por cuanto una elevada elasticidad de la oferta de factor trabajo frente al salario real es un supuesto básico en los modelos RBC, modelos con un protagonismo creciente e indiscutible en el ámbito macroeconómico y en de la política económica. De ahí la importancia de aportar evidencias en relación al binomio oferta de trabajo/salario real.

En el periodo analizado se suceden una intensa actividad económica impulsada por la “burbuja inmobiliaria” (2002–2008) y una severa crisis y débil recuperación (2009–2019), consecuencia de la confluencia de la implosión de la “burbuja inmobiliaria” y de una sucesión de shocks externos (crisis financiera global, finanzas griegas, etc). Partiendo del supuesto de que la oferta de factor trabajo viene representada por la “población activa”, lo adecuado es relacionar su evolución (y el de los subgrupos representativos) con el salario real. Y hay dos criterios relevantes al respecto: nacionalidad y género.

En ambos periodos el intenso proceso migratorio adquiere una especial relevancia: el crecimiento de la población activa durante la fase expansiva se explica en buena medida por la llegada de más de 3’3 millones de trabajadores extranjeros, lo cual permite explicar el 53’8% de incremento de la población activa en ese periodo. La población activa extranjera creció a un ritmo 5 veces superior al de la población nacional.

Al producirse la implosión de la “burbuja inmobiliaria” tiene lugar un intenso proceso de retorno migratorio a los países de origen: la población activa extranjera se reduce en el periodo 2008 – 2014 en 441.300 personas. Antes del fenómeno migratoria de “ida y vuelta” que se produce a partir de 2002, sólo la volatilidad en la participación de la población femenina podía explicar importantes movimientos en la oferta de factor trabajo.

A partir de tales evidencias hemos formulado cinco modelos ARDL relacionando la población activa en general, y sus variantes según género y nacionalidad con la evolución del salario real y los tipos de interés reales. Nuestras estimaciones indican que, salvo en el caso de la población extranjera, la oferta de factor trabajo de los distintos colectivos estudiados es inelástica.

Anexo

Las variables y sus fuentes.

pac_t^T : población activa, miles de personas, periodicidad trimestral. Fuente: EPA (INE).

pac_t^{NA} : población activa de nacionalidad española, miles de personas, periodicidad trimestral. Fuente: EPA (INE).

pac_t^{EX} : población activa de nacionalidad extranjera, miles de personas, periodicidad trimestral. Fuente: EPA (INE).

pac_t^{HO} : población activa masculina, miles de personas, periodicidad trimestral. Fuente: EPA (INE).

pac_t^{MU} : población activa femenina, miles de personas, periodicidad trimestral. Fuente: EPA (INE).

ppa_t : población potencialmente activa es la población de más de 16 años, miles de personas, periodicidad trimestral. Fuente: EPA (INE).

w_t : coste salarial por hora efectiva, deflactado por IPC. Elaboración propia a partir de la Encuesta Trimestral de Coste Laboral (INE).

ipc_t : índice de precios al consumo, periodicidad mensual; trimestralizado para deflactar otras variables de este anexo. Fuente: INE.

r_t : tipo de interés real. Elaboración propia a partir del rendimiento de la deuda pública española a largo plazo (serie "IRT_LT_MCBY_Q", servidor estadístico de Eurostat) descontada la inflación.

y_t : PIB a precios constantes, volumen, trimestral, Fuente: Contabilidad Nacional Trimestral (INE).

Bibliografía.

Abellán , C., Lorences, J. y Sampedro, E. (2000), “Determinantes del salario de reserva en España”, *Documento de Trabajo* n° 209, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Oviedo.

Bande, R., y Martín – Román, Á. (2018), “Regional differences in the Okun’s Relationship: New Evidence for Spain (1980 – 2015)”, *Investigaciones Regionales – Journal of Regional Research*, (41), pp. 137 – 165.

Basu, S, y Taylor, A. M. (1999), “Business Cycles in International Historical Perspective”, *Journal of Economic Perspectives*, 13 (2). pp. 45 – 68.

Card, D. (1994), “Intertemporal labor supply: an assessment”. Sims, eds. *Advances in Econometrics*, Sixth World Congress. Cambridge University Press. Cambridge.

Congregado, E., Golpe, A. A., y van Stel, A. (2011), “Exploring the big jump in the Spanish unemployment rate: Evidence on an ‘added – worker’ effect”, *Economic Modelling*, 28(3), pp. 1099 – 1105.

Congregado, E., Gałecka – Burdziak, E., Golpe, A., y Pater, R. (2020), “Asymmetry and Non-linearity in Discouraged and Added Worker Effects”, *Eastern European Economics*, 58(3), pp. 221 – 241.

Diebold, F. X. y Rudebusch, G. D. (1996), “Measuring Business Cycles: A Modern Perspective”, *Review of Economics and Statistics*, LXXVIII, pp. 67 – 77.

García, J., González – Páramo, J. M. y Zabalza, A. (1988), “Una aproximación al coste de eficiencia de la tributación familiar en España”, *Moneda y Crédito*, vol. 188, pp. 211 – 242.

Gennari, B. (2015), “Estimación de las ofertas de trabajo para Argentina y España mediante CRT”, Trabajo de Investigación, Universidad Nacional de Cuyo. Argentina.

Goerlich, F. J. (1992), “Un Test Alternativo de la Hipótesis de Sustitución Intertemporal del Trabajo”, *Investigaciones Económicas*, vol. XVI, n° 2, pp. 259 – 280.

Huertas, I. P. M., Ramos, R., y Simon, H. (2017), “Regional differences in the gender wage gap in Spain”, *Social Indicators Research*, 134(3), pp. 981 – 1008.

Killingsworth, M. y Heckman, J. (1986), “Female labor supply”, Ashenfelter y Layard, eds. *Handbook of Labor Economics*, vol 1. North Holland. Amsterdam.

Knoop, T. A. (2004), *Recessions and Depressions*, Praeger. London.

Kydland, F. E., y Prescott, E. C. (1982), “Time to Build and Aggregate Fluctuations”, *Econometrica*, vol. 50, pp. 1345 – 1370.

Lacuesta, A. y Puente, S. (2010), “El efecto del ciclo económico en las entradas y salidas de emigrantes en España”, *Documentos de Trabajo* 1016, Banco de España, Madrid.

Long, J. B. y Plosser, C. I. (1983), “Real Business Cycles”, *Journal of Political Economy*, 91, pp. 39 – 69.

Lucas, R. E. (1975), “An Equilibrium Model of the Business Cycle”, *Journal of Political Economy*, vol, 83 (6), pp. 1113 – 1144.

Lucas, R. E., y Rapping, L. A. (1969), “Real Wages, Employment and Inflation”, *Journal of Political Economy*, vol 77, pp. 721 – 754.

Martín Marcos, A. y Moreno Martín L. (1990), “Efectos de las Pensiones de la Seguridad Social sobre la Oferta de Trabajo en España”, *Investigaciones Económicas*, XIX (2), pp. 291 – 303.

Martín Román, Á. L., Cuéllar – Martín, J., y Moral de Blas, A. (2020), “Labor supply and the business cycle: The “Bandwagon Worker Effect””, *Papers in Regional Science*.

Martínez Granado, M. (2001), “Oferta de Trabajo femenina en España: un modelo empírico aplicado a mujeres casadas”, Universidad Carlos III, Madrid.

Montero, J. M. (2011), “El comportamiento de la tasa de actividad durante la última fase recesiva”, *Boletín Económico*, abril, Banco de España.

Montero, J. M. y Regil, A. (2015), “La tasa de actividad en España: resistencia cíclica, determinantes y perspectivas futuras”, *Documentos Ocasionales* n° 1502, Banco de España, Madrid.

Mulligan, C. (1998), “Substitution over time: another look at life – cycle labor supply”, Bernanke y Rotemberg, eds. *NBER Macro Annual*, vol 13.

Nicodemo, C. y Ramos, R. (2012), “Wage differentials between native and immigrant women in Spain: Accounting for differences in support”, *International Journal of Manpower*, 33(1), pp. 118 – 136.

Pencavel, J. (1986), “Labor Supply of Men: A Survey”, Ashenfelter y Layard, eds., *Handbook of Labor Economics*, vol, 1, North Holland, Amsterdam.

Pencavel, J. (1998), “The market work behavior and wages of women, 1975 – 1994”, *Journal of Human Resources*, vol, 33, pp 771 – 804.

Perron, P. (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, 57, pp. 1361 – 1401.

Pesaran, M. H. y Shin, Y. (1999), “Structural analysis of cointegrating VARs”, *Journal of Economic Surveys*, 12, pp. 471 – 505.

Pesaran, M. H., Shin, Y. y Smith, R. J. (2001), “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289 – 326.

Porras – Arena, M. S., y Martín – Román, Á. L. (2019), “Self – employment and the Okun's law”, *Economic Modelling*, 77, pp. 253 – 265.

Prieto, J. y Álvarez, S. (2000), “Análisis de las ganancias de bienestar asociadas a los efectos de la reforma del IRPF sobre la oferta laboral de

la familia española”, *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, PT 7/00, Madrid.

Prieto, J, y Álvarez, S. (2002), “Incidencia de la Reforma del IRPF sobre la oferta laboral y el bienestar de la familia española”, *Hacienda Pública Española*, 160 (1), pp. 121 – 143.

Simón, H., Sanromá, E. y Ramos, R. (2008), “Labour segregation and immigrant and native-born wage distributions in Spain: an analysis using matched employer–employee data”, *Spanish Economic Review*, 10(2), pp. 135 – 168.

Snowdon, B. y Vane, H. R. (2005), *Modern Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham UK.

Soria, C. (2009), *La Elasticidad Micro y Macro de la Oferta Laboral Familiar: Evidencia para España*, Tesis de Master CEMFI n° 0903, Madrid.

Stadler, G. (1994), “Real Business Cycles”, *Journal of Economic Literature*, XXXII, pp. 1750 – 1783.

Vogelsang, T. J., y Perron, P. (1998), “Additional Test for Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time”, *International Economic Review*, 39, pp. 1073 – 1100.

Zarnowitz, V. (1985), “Recent Work on Business Cycle in Historical Perspective: a Review of Theories and Evidence”, *Journal of Economic Literature*, XXIII, pp. 523 – 580.

Zivot, E. y Andrews, D. W. K. (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil – Price Shock, and the Unit – Root Hypothesis”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, pp. 251 – 270.