

Trabajo Fin de Grado

Evolución del mercado laboral español en los
sectores económicos.

*Evolution of the Spanish labor market in the
economic sectors*

Autor/es

Marisa Medina Elías

Director/es

Monia Ben-Kaabia Ben-Kaabia

Jesús Clemente López

Facultad de Economía y Empresa

Grado de Finanzas y Contabilidad

2018

INFORMACIÓN:

Autora del trabajo: Marisa Medina Elías.

Directora del trabajo: Monia Ben-Kaabia Ben-Kaabia y Jesús Clemente López.

Título del trabajo: Evolución del mercado laboral español en los sectores económicos.
(*Evolution of the Spanish labor market in the economic sectors*)

Titulación: Grado en Finanzas y Contabilidad.

RESUMEN:

El presente Trabajo de Fin de Grado tiene por objeto comprender la evolución del mercado laboral a lo largo de la historia de España, con el fin de interpretar cómo se comportan las tasas de paro de cada sector económico y qué efectos ha ocasionado las variaciones de la NAIRU. La evolución del mercado laboral revela que las épocas de recesión son consecuencia de cambios en el sistema económico y político, provocando un mayor impacto en aquellos que crecen rápidamente, de manera continua y con una mano de obra intensiva. Tras una comparación econométrica determinamos que la tasa de desempleo del sector agrario, industrial y construcción se comporta a favor de la histéresis, mientras que el sector de servicios es una serie estacionaria con cambios estructurales. Además, observamos que la NAIRU con la tasa de desempleo de cada sector tiene una inversa relación y que las reformas del 1997, 2001, 2006, 2010 y 2012 modifican el nivel de la tasa de paro de equilibrio.

ABSTRACT:

The present Work of End of Degree has for object understand the evolution of the labor market along the history of Spain, in order to interpret how they endure the rates of unemployment of every economic sector and what effects it has caused the variations of the NAIRU. The evolution of the labor market reveals that the epochs of recession are a consequence of changes in the economic and political system, provoking a major impact in those that grow rapidly, in a constant way and with an intensive workforce. After a comparison econometric us determine that the rate of unemployment of the agrarian, industrial sector and construction behaves in favour of the hysteresis, whereas the sector of services is a stationary series with structural changes. In addition, we observe that the NAIRU with the rate of unemployment of every sector has an inverse relation and that the reforms of 1997, 2001, 2006, 2010 and 2012 modify the level of the rate of unemployment of balance.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN	4
2. SITUACIÓN DEL MERCADO LABORAL DESDE SIGLO XXI	6
2.1. SITUACIÓN DEL MERCADO LABORAL HASTA COMIENZOS DE LA CRISIS	6
2.2. SITUACIÓN DEL MERCADO LABORAL DURANTE LA CRISIS Y POST-CRISIS	11
3. MODELO EMPÍRICO	15
3.1. MARCO TEÓRICO	16
3.2. METODOLOGÍA: TEST DE RAICES UNITARIAS Y CAMBIOS ESTRUCTURALES	17
3.2.1. Test de raíces unitarias sin cambio estructural	17
3.2.2. Test de raíces unitarias con cambio estructural	20
4. APLICACIÓN ECONOMETRICA	23
4.1. ESTIMACIÓN DE LA NAIRU	33
5. CONCLUSIONES	41
6. BIBLIOGRAFÍA	43

1. INTRODUCCIÓN.

A comienzos del siglo XXI, España se encontraba en una situación de crecimiento económico que mostraba una tendencia expansiva, debido a que el PIB incrementó en más 30% durante el primer ciclo de dicho siglo.

Estos primeros años estuvieron marcados por la creación de empresa, entre ellas cabe destacar el auge de los micropymes.

Sin embargo, a finales del 2007 España sufrió una crisis de ámbito económico-financiero que afectó, durante un largo periodo, a varias ramas de actividades como es el caso del sector de la construcción o del financiero, tema que ampliaremos a lo largo de este trabajo.

Esta situación inestable se trasladó al mercado laboral, donde la tasa de paro aumentó desde el 2008, alcanzando el punto máximo en 2013 con un 26%. Cabe destacar varios problemas que tienen gran incidencia en el empleo español: la rigidez salarial y la dualidad, ambos estrechamente relacionados. En primer lugar, la rigidez salarial provoca que los salarios respondan sólo a las variaciones de la inflación, aunque con retraso y de forma asimétrica, es decir, se manifiestan en las subidas pero no en las bajadas. Esto incita que algunas empresas tengan que cerrar, al estar obligadas a acogerse a los convenios y que los salarios tiendan a crecer por encima de la productividad y de la inflación. En segundo lugar, el problema de dualidad, el cual consiste en la diferencia de costes entre trabajadores, que surge debido a la elevada tasa de temporalidad, donde presentó cifras por encima del 30% antes de que comenzara la crisis, siendo los más perjudicados la población joven entre 15 y 29 años.

A ello hay que añadir que España en etapas de recesión es más sensible que la Unión Europea, dando lugar a tasas de desempleo más altas.

Desde el primer trimestre de 2013, año que alcanzó su máximo, la tasa de paro de la economía española ha disminuido en 8,3%, hasta el 18,6 %, nivel en el que cerró el 2016. Se trata de una importante reducción que ha estado sustentada en la capacidad de creación de empleo que ha exhibido la economía española durante estos últimos años. La consolidación de la recuperación económica ha abierto el debate sobre la capacidad de la economía española para seguir reduciendo la tasa de paro sin acelerar los precios y los salarios por encima de lo deseado, es decir, cómo reducir la tasa de paro estructural.

Por último y no menos importante, tenemos que hablar sobre las diversas reformas laborales que se han dado en España. Desde comienzos del siglo hasta la actualidad nuestro país ha tenido varias reformas, la actual lleva vigente desde 2012 con el objetivo de frenar el paro y crear empleo estable cuanto antes.

Ahora bien, una vez consolidada la recuperación económica, tras tres años de crecimiento por encima del 3%, las cuestiones que se están centrando en el último año consiste en determinar hasta qué punto la economía española puede reducir su tasa de paro, sin generar tensiones en salario y precio que dañan la competitividad y enfríen el ciclo económico. Ese nivel de desempleo recibe el nombre de tasa estructural, que tiene su correspondencia en el PIB potencial. Su medición adecuada, sujeta a cierto grado de arbitraje metodológico (Sebastian et al., 2015), toma como punto de partida la curva de Phillips, que relaciona paro e inflación, y que permite estimar el nivel de la tasa de paro que no acelera los precios (NAIRU, por sus siglas en inglés Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment -Tasa de desempleo no aceleradora de la inflación-). El debate metodológico sobre la estimación de la tasa de paro estructural no se limita a la relación entre el desempleo y los salarios, sino a la que se establece entre el desempleo y el producto potencia (Ley de OKUN). Otra forma de calcular la NAIRU es mediante un análisis univariante de la series de desempleo.

El presente Trabajo de Fin de Grado tiene como objetivo analizar la evolución del mercado laboral en las diversas ramas de la actividad de España, centrándonos en tres periodos: pre- crisis, durante la crisis y post-crisis. Además se complementara con un estudio empírico que por un lado, consistirá en analizar la tasa de desempleo de cada uno de los sectores, y si lo requiere el cálculo de la NAIRU; y por otro lado si dicha tasa tiene alguna relación con las reformas laborales españolas.

Así, en el segundo capítulo se recoge información sobre el mercado laboral durante las diferentes etapas en las diversas ramas de actividades, centrándonos en: agricultura, ganadería, selvicultura y pesca, construcción, industrias extractivas y manufactureras, hostelería, actividades inmobiliarias y por último, las financieras y de seguros. Además, cada una de ellas estará agrupada en sus correspondientes sectores económicos para realizar un análisis más preciso. En el tercer capítulo se explicará el marco teórico y metodología que nos permitirá averiguar cuál es el comportamiento de la tasa de desempleo de cada uno de los sectores en España y cómo obtenemos el cálculo de la

NAIRU. El cuarto capítulo se centra en analizar los resultados empíricos de los sectores económicos que engloban a estas actividades y un último apartado de conclusiones en el que se abordan las aportaciones de este trabajo.

Por tanto, desde la vertiente descriptiva es importante obtener información sobre la evolución del mercado laboral español, ya que ayuda a evaluar los efectos de las reformas del mercado laboral en cada uno de los sectores de la economía y además, los resultados obtenidos pueden ser utilizados como un instrumento para determinar las asimetrías en los mercados laborales entre los diferentes sectores económicos. Mientras que desde la vertiente metodológica pretendo ampliar mis conocimientos adquiridos a lo largo de las asignaturas de econometría, aplicando contrastes de raíces unitarias de Dickey Fuller Ampliados (DFA) y contrastes de cambio estructural de Ng y Perron (2001) cuando se trata de contrastar la histéresis y calcular la tasa de paro estructural (NAIRU).

Aunque existen diversas estimaciones de la tasa estructural de la economía española, no son precisamente concluyentes. El Banco de España sitúa la tasa de NAIRU entre el 18% y el 19%, frente al 17,4% de la Comisión Europea. Todo depende de la metodología utilizada y el periodo temporal considerado para la estimación de la NAIRU. Romero y Fuentes (2016), mediante la utilización de la curva de Phillips estimaron la NAIRU entre 15% y el 18%.

Las fuentes de información para desarrollar este trabajo son la Encuesta de Población Activa (EPA) elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE), estudios realizados por entidades y artículos.

2. SITUACIÓN DEL MERCADO LABORAL DESDE SIGLO XXI.

2.1. SITUACIÓN DEL MERCADO LABORAL HASTA COMIENZOS DE LA CRISIS.

En este capítulo vamos a analizar la situación del mercado laboral español en la etapa pre-crisis, es decir, observaremos el mercado laboral desde el año 2000 al 2007, periodo en el que hubo un buen crecimiento económico en España.

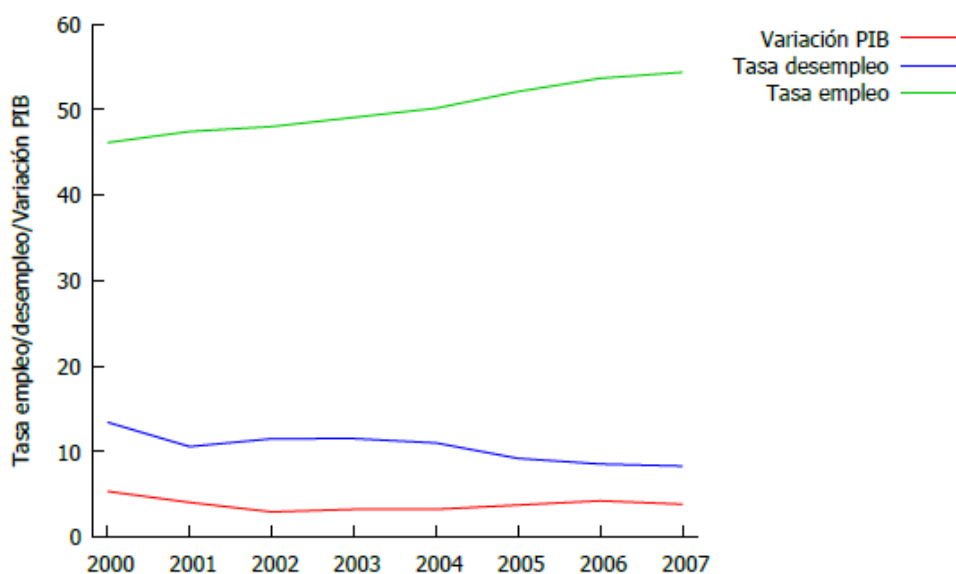
Antes de que comenzara la crisis, como hemos dicho anteriormente, el país venía de una época de bonanza económica que se traduce en una etapa de crecimiento, la cual se prolongaba desde del año 1995.

Las causas que explican dicha evolución fueron la entrada en la Unión Europea, provocando una bajada del tipo de interés y un aumento en la confianza de los inversores internacionales. Esto conllevó un incremento de la demanda de crédito para la compra de vivienda, que a su vez ocasionó un aumento de los precios dando lugar a una burbuja inmobiliaria.

Gracias a ello, el PIB per cápita prosperó de forma constante, pasando de unos 15.900 euros a unos 23.900 en términos nominales, por lo que creció en torno al 50%.

Además dicho crecimiento generó empleo, el cual se mostró tanto en la tasa de ocupación o empleo incrementando ésta casi un 6%, como en la tasa de paro donde disminuyó aproximadamente un 3%. También cabe destacar un factor relevante, la incorporación de la mujer en el mercado laboral, hecho que provocó que la tasa de participación femenina pasara de un 41% en el año 2000 a un 49 % en 2007.

Gráfico 2.1.1. Relación entre crecimiento del PIB, tasa de empleo y desempleo.



Fuente: Datos del Instituto Nacional de Estadística. Elaboración propia.

En el Gráfico 2.1.1 podemos señalar que cuando decrece el PIB la tasa de empleo aumenta. Este comportamiento se debe a que no se tiene en cuenta los cambios en la evolución de la tecnológica, los precios del factor trabajo y por último los ajustes de costes de despido y de contratación. Del mismo modo podemos concluir que la tasa de empleo y desempleo se comportan de manera inversa, es decir, cuando una incrementa la otra disminuye. Esto se debe a que están indirectamente relacionadas

Como hemos nombrado anteriormente, España durante este periodo presentaba un crecimiento económico que se ve reflejado en la evolución de las diversas ramas de actividades.

El sector industrial basado en la construcción, industrias manufactureras y extractivas, tienen gran importancia, sobre todo durante el siglo pasado, como motor de desarrollo del país. Además promueve la producción, mejora de los servicios y el tipo de empleo es de calidad superior, es decir, estable y con elevados salarios porque requieren cualificación. Respecto al sector servicios, al igual que el industrial, tiene relevancia debido a que las actividades que componen a estos sectores son esenciales para el funcionamiento del resto y para el bienestar de la población.

Dichas actividades que componen los sectores servicios e industriales fueron las que más empleo generaron durante esta etapa, incrementando la tasa de ocupación de cada una de ellas en un 1,6%, 0,3%, 1,3% y casi un 0,4% respectivamente.

La principal causa que explica este aumento es que las actividades de la construcción, inmobiliarias y financieras están interconectadas con la burbuja inmobiliaria. Ésta causó que los precios subieran un 17% anual con una inflación muy reducida, lo que implicaba que España creciera a un ritmo muy elevado en términos reales.

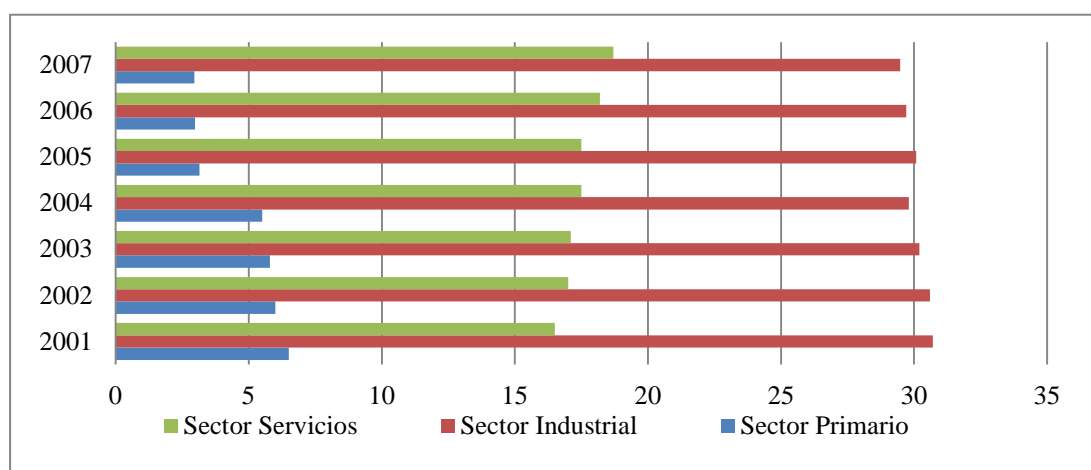
El crédito era barato, fácil de conseguir y además cada año se iniciaban una media de unas 600.000 viviendas, llegando al récord de 762.540 en 2006, más que las iniciadas en países de la Unión Europea como Alemania, Italia, Francia y Reino Unido juntas.

También tuvo gran impacto la hostelería por el atractivo que tiene España, ya sea por el clima o por el incremento de la renta de la población y los cambios sociales, como el caso de comer fuera del hogar familiar. Sin embargo, las actividades agrarias mostraron una escasa huella económica debido a que el país sufrió varios problemas como el caso de la enfermedad de las “vacas locas” o las heladas en frutas, viñedos y hortalizas.

Así, el sector primario fue el que menos incidió en el mercado laboral por la escasa incorporación de la población joven y los abandonos de los jubilados. Todo ello provocó que la tasa de empleo de las actividades de agricultura, ganadería, selvicultura y pesca fuera de un 6,5% en el año 2001 frente a un 3% en el 2007.

Para reflejar dicha información realizamos un gráfico donde se puede apreciar la tasa de ocupación en relación con las ramas de actividades agrupadas por sectores.

Gráfico 2.1.2. Tasa de ocupación, antes de la crisis, en función de los sectores.



Fuente: Datos del Instituto Nacional de Estadística. Elaboración propia.

Respecto a las diversas reformas¹ laborales podemos decir que antes de que comenzara el siglo XXI ya se había aprobado varias reformas laborales. En 1984 se aprobó la primera reforma laboral en la que se desarrolla diferentes aspectos de la negociación colectiva e incorporaba novedoso cambios como por ejemplo la introducción de las nuevas modalidades de contrato temporal.

Diez años después España estaba en una época de recesión y para animar la contratación se puso en marcha la reforma laboral de 1994, la cual tenía como objetivo reducir la elevada temporalidad, flexibilizar el mercado de trabajo ampliando las causas de despido y legalizar los contratos en prácticas.

A pesar de que se había comenzado la época de recuperación económica en 1997, la tasa de paro y el porcentaje de contratos temporales eran excesivos, lo que llevaron a que se aprobara una nueva reforma laboral, centrada en tres aspectos: incrementar la

¹ CCOO. Comisiones Obreras (1984-2010)

contratación indefinida, limitar y controlar los contratos temporales y la modificación de las condiciones de los contratos de inserción en el mercado laboral.

En el año 2001, la situación laboral era mejor que en los años anteriores, aunque nuestro país decidió establecer una nueva reforma que seguía el camino de la de 1997, pero ampliando las medidas ya adaptadas como por ejemplo se fomenta la contratación a tiempo parcial y se incentiva la conversión de contratos temporales en indefinidos.

España en 2006 estaba en una situación económica de bonanza, a pesar de ello su mercado de trabajo presentaba una baja tasa de ocupación y actividad en el colectivo de mujeres. Así, en Mayo de este mismo año se aprueba la reforma laboral la cual impulsa la contratación indefinida, perfeccionar la utilización de la contratación temporal y mejorar la protección por desempleo de colectivos específicos como por ejemplo dando bonificaciones a mujeres paradas que han dado a luz en los últimos 24 meses y se ampliaron las bonificaciones a toda la población femenina desempleada entre 16 y 45 años.

Para finalizar este apartado, presentamos una tabla donde podemos observar cómo han evolucionado los principales indicadores del mercado laboral durante esta etapa, diferenciando la población femenina de la masculina.

Tabla 2.1.1 – Población Activa, Ocupada, Parada e Inactiva por sexos.

	Ambos sexos		Hombres		Mujeres	
T. absolutos	2001	2007	2001	2007	2001	2007
Población Activa	18.050,70	22.426,10	10.978,60	12.893,80	7.072,10	9.532,30
Población Ocupada	16.146,30	20.579,90	10.150,50	12.067,40	5.995,70	8.512,60
Población Parada	1.904,40	1.846,20	828,10	826,40	1.076,30	1.019,70
Población Inactiva	15.976,90	15.407,00	5.559,00	5.685,70	10.417,90	9.721,30
T. relativos (%)						
Tasa Actividad	52,99	59,28	66,23	69,40	40,43	49,51
Tasa Ocupación	47,45	54,40	61,38	64,95	34,28	44,21
Tasa Paro	10,55	8,23	7,54	6,41	15,22	10,70
Tasa Inactividad	46,95	40,72	33,61	30,60	59,56	50,49

Fuente: Instituto Nacional de Estadística. Encuesta de Población Activa.

Nota: Los datos del año 2001 se han realizado en la metodología EPA-2005, mientras que los cifras del 2007 corresponde con la última EPA.

Como podemos ver en la Tabla 2.1.1 la población activa y ocupada crece de manera ascendente, tanto en hombres como en mujeres, obteniendo a finales del 2007 un incremento en la tasa de ocupación del 3% en hombres y en torno al 10% en mujeres. Respecto a la población parada, crece de forma descendente donde a principio de siglo fue un 10,55% mientras que en el 2007 un 8,26% en ambos sexos. Y por último, la población inactiva la cual disminuye en la población femenina mientras que en la masculina tiene un ligero repunte pasando de unos 5.559 a 5.686 miles de personas.

En conclusión, observamos que durante este periodo España tuvo un gran crecimiento económico donde se generaron más de 4 millones de empleos y que acrecentara la tasa de empleo de ambos sexos. La tasa de paro se mantuvo en mínimos y las principales ramas de actividades tuvieron gran impacto en la economía española, incidiendo unas más que otras.

2.2. SITUACIÓN DEL MERCADO LABORAL DURANTE LA CRISIS Y POST-CRISIS.

En este apartado nos vamos a centrar en la situación del mercado laboral durante la crisis y después de ella, es decir, desde 2008 hasta la actualidad, observando cómo se comportan los principales indicadores. También analizaremos cómo han evolucionado las diversas ramas de la actividad.

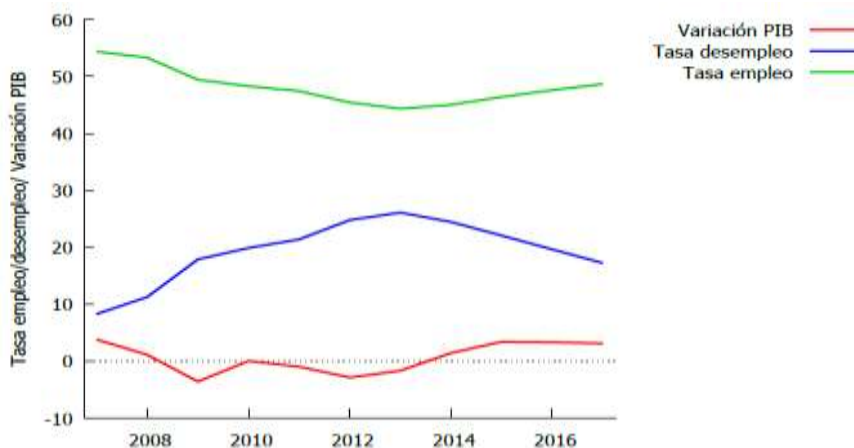
A finales del 2007 ya se había iniciado una fase de desaceleración económica en España la que se prolongaría hasta el 2013, año donde el Producto Interior Bruto presentaba cifras negativas.

Entre mediados de 2008 y finales de 2013 el PIB creció aproximadamente un -7% lo que se significa que España produce cada vez menos respecto al año anterior y como consecuencia se reducen los salarios y se despiden a trabajadores. Estas circunstancias se reflejan por ejemplo en el año 2009, donde el PIB decreció un 3,60%, la tasa de empleo fue un 49% frente a 53% en el año anterior y la tasa de paro casi un 18% siendo la del 2008 un 11%.

A pesar de este desaceleramiento económico, España comienza a recuperarse a partir del año 2014 presentando cifras positivas del PIB, incrementado la tasa de empleo y por consecuencia disminuyendo la tasa de desempleo. Desde último año de crisis hasta la actualidad, dichas tasas han variado un 4% y un -7% respectivamente.

Esta información se puede reflejar en el siguiente gráfico, donde vemos la relación entre la evolución del crecimiento del PIB, tasa de empleo y desempleo de España.

Gráfico 2.2.3. Relación entre crecimiento del PIB, tasa de empleo y desempleo.



Fuente: Datos del Instituto Nacional de Estadística. Elaboración propia.

En cuanto a las ramas más afectadas fueron aquellas que crecieron en el pasado ciclo económico, es decir, construcción, actividades inmobiliarias y financieras debido a que durante la crisis éstas crecían a un ritmo tan acelerado que en algún momento tenían que frenar y como consecuencias se produjeron numerosos despidos, bajada de salarios y cierre de sucursales.

En 2009 fue el año en el que el sector industrial tocó fondo, ya que implicó la destrucción de 750.000 puestos de trabajo. Una de las razones que explican esta caída es el derribe de la construcción, debido a que ésta es una fuente potente de demanda de productos industriales, que va desde la producción de acero y ladrillos hasta de bienes de consumo como puertas o cerámicas.² A pesar de esta situación inestable, en el año 2015 el sector ha ido recuperando su peso en el PIB alcanzando un 16,4% misma cifra que la registrada antes de que comenzara la crisis económica.

Además, durante 2008-2013 se produjeron una serie de consecuencias que tienen impacto en las actividades inmobiliarias y financieras como el precio de la vivienda, un 37% más bajo que en 2017; la firma de hipotecas y la venta de pisos³. Sin embargo la hostelería no se vio tan afectada como el resto de actividad, ya que ésta se caracteriza por ser un fuerte generador de empleo donde su tasa más baja durante la crisis fue del

² Chuet-Missé, J.P (2016)

³ Libre Mercado (2011)

10,5%, mientras que en la actualidad es de casi un 12%. Por tanto podemos decir que escasamente varió, si las comparamos con aquellas actividades que componen el sector industrial, donde su tasa de empleo en el año 2008 fue del 27% frente al 20% en el año 2017.

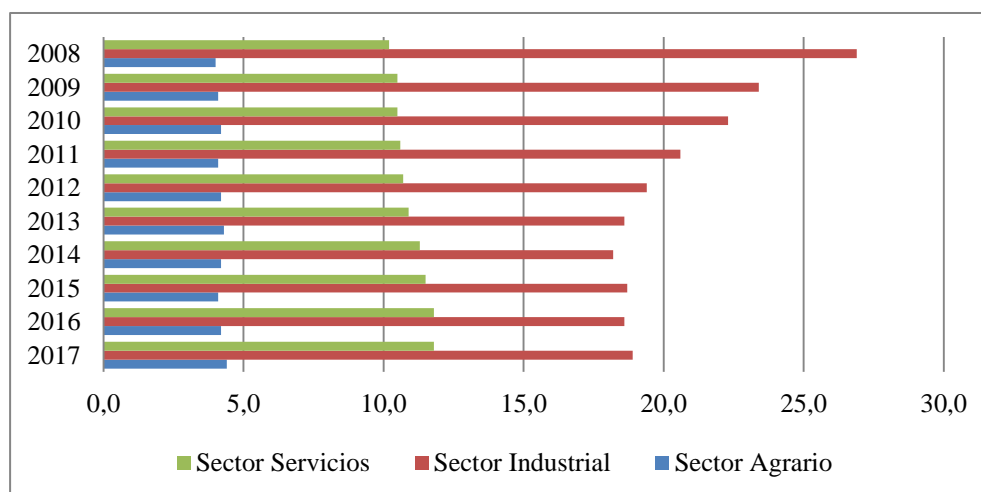
En el año 2008 las actividades que componen el sector agrario sufrieron una disminución en la renta y una reducción en la capacidad para alimentar al país. Ante esta preocupante situación, en el año 2013 Europa diseña una nueva estrategia con el objetivo de favorecer su crecimiento económico en los próximos años.

Dicha política se centraba en la producción de alimentos, su suministro y además la figura del agricultor activo, conocido en España como agricultor a título principal, volvería a ser clave en la política de apoyo mediante pagos directos, ya que durante la crisis la tasa de empleo de dicho sector decreció un 0,3%. A ello se le suma la creación de un nuevo régimen de sustento a los pequeños agricultores.

A pesar de los bajos precios de los cereales, leche, hortalizas, avicultura y porcinos, en 2014 el sector agrario se apunta a la recuperación económica donde ve reflejado en la adquisición de maquinaria, en especial de tractores, que en 2017 se había comprado más de 1.000 millones de euros.

Para verificar y comprender el contexto, hemos realizado un gráfico en el cual se puede apreciar la variación de la tasa de empleo en las ramas de actividades agrupadas por sectores.

Gráfico 2.2.4. Tasa de ocupación, durante la crisis y post-crisis, en función de los sectores. (2008-2017)



Fuente: Datos del Instituto Nacional de Estadística. Elaboración propia.

Como medida para paliar la pérdida de más de 2 millones de puestos de trabajo entre 2008-2010 y que la tasa de paro se acercase al 20% en el 2010, se establecen políticas de reforma del mercado de trabajo, concretamente se aprueban dos durante la crisis, una en 2010 y otra en 2012.

La reforma laboral del 2010, se destinó a conseguir tres objetivos. En primer lugar reducir la dualidad del mercado laboral, introduciendo el límite temporal máximo en los contratos para obra o servicio determinado, ajuste establecido en el año 2006. Con dicho objetivo se intenta impulsar la creación de empleo estable. La siguiente medida que se intentaba conseguir era elevar las oportunidades de las personas desempleadas, y por último se quería reforzar los instrumentos de flexibilidad interna donde se introdujeron modificaciones en las condiciones de trabajo y se redujo la jornada por causas económicas, técnicas, organizativas y de producción⁴.

En cuanto a la reforma laboral del año 2012, se implantó un despido más barato con menos requisitos y dando más facilidades al empresario para cambiar jornadas, turnos, funciones y salarios. También, se rebajó la indemnización por despido improcedente para los contratos indefinidos de 45 a 33 días por año trabajado, con un máximo de 24 mensualidades en vez de 42.

Además, para comprobar cómo ha variado los indicadores del mercado laboral durante este periodo, hemos realizado la Tabla 2.2.2, donde podemos apreciar que las cifras se han modificado respecto a la etapa anterior (2000-20007).

La población activa e inactiva en el periodo de crisis incrementó, teniendo 23.066 y 15.325 miles de personas frente a 23.190 y 15.448 miles de personas en 2013. También, observamos que durante la crisis la tasa de ocupación disminuyó un 9%, mientras que la tasa de paro creció en torno al 15% en ambos sexos, hecho que provocó que la población femenina tuviera que salir al mercado laboral para buscar empleo. A pesar de ello, la tasa de paro de las mujeres fue más elevada que la de los hombres, siendo en 2013 un 26,67% la de la población femenina frente a un 25,60%.

El hecho de que la tasa de paro de las mujeres fuera superiores que la de los hombres se debe a que durante la crisis existía elevados niveles de divergencia en términos de oportunidades de incorporación, permanencia y condiciones de trabajo.

⁴ CC.OO. Comisiones Obreras (1984-2010)

A ello hay que sumarle el desigual reparto de las tareas domésticas, el cuidado de los hijos y la escasez de servicios para atenderlos como guarderías o escuelas infantiles. Sin embargo, a partir del 2014 España comienza a recuperarse económicamente, la cual se traslada hasta la actualidad. Las cifras tanto de la tasa de paro como la de ocupación nos muestran una mejora en la población española, siendo estas un 17,22% y 48,70% frente a 26,09% y un 44,36% en la etapa de crisis, respectivamente.

Tabla 2.2.2 Población Activa, Ocupada, Parada e Inactiva por sexos.

	Ambos sexos			Hombres			Mujeres		
T. absolutos	2008	2013	2017	2008	2013	2017	2008	2013	2017
Pobl. Activa	23.065,6	23.190,1	22.741,7	13.124,8	12.521,4	12.172,1	9.940,8	10.668,8	10.569,6
Pobl. Ocupada	20.469,7	17.139,0	18.824,8	11.805,2	9.315,8	10.266,3	8.664,5	7.823,2	8.558,5
Pobl. Parada	2.595,9	6.051,1	3.916,9	1.319,6	3.205,6	1.905,8	1.276,3	2.845,5	2.011,1
Pobl. Inactiva	15.324,6	15.448,5	15.912,4	5.747,8	6.339,6	6.631,0	9.576,7	9.108,8	9.281,4
T. relativos (%)									
Tasa Actividad	60,08	60,02	58,83	69,54	66,39	64,73	50,93	53,94	53,24
Tasa Ocupación	53,32	44,36	48,70	62,55	49,39	54,60	44,39	39,56	43,11
Tasa Paro	11,25	26,09	17,22	10,05	25,60	15,66	12,84	26,67	19,03
Tasa Inactividad	39,92	39,98	41,17	30,46	33,61	35,27	49,07	46,06	46,76

Fuente. Instituto Nacional de Estadística. Encuesta de la Población Activa.

En resumen, durante la crisis España sufrió tasas de desempleo elevadas, un PIB el cual pierde ese crecimiento económico que habíamos ganado en la etapa anterior y en cuanto las ramas de actividades, las que tuvieron gran impacto fueron aquellas que estaban relacionadas con la burbuja inmobiliaria. Sin embargo, durante el 2014 se produjo una recuperación económica, lenta y lejos de los niveles iniciales, pero a partir de ese año el PIB va avanzando de manera significativa.

3. MODELO EMPÍRICO.

El siguiente capítulo distinguimos dos apartados: el marco teórico y la metodología. En el primero, expondremos brevemente el concepto de NAIRU junto a las dos teorías que permiten explicar los movimientos en ésta: modelos histéresis y estructuralista. Y en el segundo apartado se muestra la metodología que se va a llevar a cabo para realizar el estudio empírico.

3.1. MARCO TEÓRICO.

Desde el punto de vista de la política económica, el enfoque que explica la relación inflación-desempleo se remonta a los años 60 y 70 mediante la curva de Phillips. Además durante esta década el concepto de tasa de paro estructural fue introducido por primera vez por Friedman y Phelps (1968). Atendiéndonos a este enfoque, a largo plazo se alcanza la tasa estructural de desempleo y por lo tanto, no existe un intercambio comercial entre la inflación y el desempleo, mientras que a corto plazo existe la curva de Phillips.

A la hora de aproximar el estudio de la tasa de paro de equilibrio se realizará a través de la utilización de la NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment —Tasa de desempleo no aceleradora de la inflación—). Dicho concepto, introducido en 1975 por Modigliani y Papademos con el intento de mediar la teoría de la Curva de Phillips con las críticas monetaristas, representa el valor de la tasa de desempleo que hace que la inflación permanezca estable, la cual puede variar con el tiempo según la estructura y las políticas económicas de cada gobierno, por lo que no solo retorna a sus valores anteriores a las crisis, sino que muestra una evidente aumento.

La NAIRU durante varios años se consideró el eje central de las políticas económicas de los países desarrollados, aunque dicha teoría comienza a cuestionarse a partir de mediados de los años ochenta, debido a que el desempleo en Europa tiene mayor intensidad y persistencia que en otros países como EE.UU y Japón.

Por tanto, para poder explicar los movimientos en la NAIRU existen dos teorías alternativas: los modelos de histéresis y los estructuralistas, explicados a continuación.

❖ 1º Hipótesis: modelos de “histéresis”.

Los modelos de histéresis consideran que el desempleo depende de los valores pasados y que nunca alcanzará su nivel de equilibrio, es decir, todos los shocks tienen una influencia permanente sobre la NAIRU. Esto se traduce en que la tasa de equilibrio está continuamente cambiando en el tiempo y su valor dependerá del tamaño de los shocks.

En esta hipótesis, el desempleo refleja el efecto acumulado de todos los shocks pasados, tanto de demanda como de oferta de la economía, por lo que la NAIRU no puede ser

utilizada para comparar la evolución de los mercados de trabajo de un conjunto de países, economías o regiones.⁵

❖ 2º Hipótesis: modelos estructuralistas.

Bajo el enfoque estructuralista, la NAIRU ofrece información muy valiosa porque admite la existencia de un valor de equilibrio que puede variar.⁶ Además, estos modelos endogenizan este concepto, permitiendo la presencia de shocks poco frecuentes, con efectos permanentes que cambian el valor de la tasa de desempleo de equilibrio.

Por tanto si se obtiene una evidencia a favor de la hipótesis estructuralista, entonces la tasa de desempleo de equilibrio (NAIRU) se considera como una herramienta útil para comparar mercados de trabajo.⁷

3.2. METODOLOGÍA: TEST DE RAICES UNITARIAS Y CAMBIOS ESTRUCTURALES.

En el presente apartado el estudio empírico se va someter a diversos tests de raíces unitarias, sin y con cambios estructurales, para determinar si el mercado laboral español por sectores económicos se comportan atendiendo al modelo historiéis o estructuralista. Además, explicaremos el procedimiento para determinar la NAIRU.

3.2.1. Test de raíces unitarias sin cambio estructural.

Según varios autores⁸, la clave para determinar si el mercado de trabajo español se comporta de acuerdo al modelo de historiéis o estructuralista será mediante el análisis univariante de series temporales. Así, para estudiar el orden de integración de las tasas de paro tomaremos como referencia el contraste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA), sin cambios estructurales, cuya ecuación se expresa a continuación:

$$\Delta u_t = \delta + \gamma t + \rho u_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

⁵ Camarero et al (2005) Clemente et al (2005)

⁶ Coakley et al (2002) y Clemente et al (2005)

⁷ Gómez y Usabiaga (2001)

⁸ Papell et al (2000), Camarero et al (2005) y Clemente (2005)

donde la k es número de retaros de la variable y Δu_{t-i} son añadidos para eliminar el patrón de autocorrelación.

Una vez estimada la ecuación (1) se establece el siguiente contraste:

$$\begin{aligned} H_0 : \rho = 0 &\Leftrightarrow H_0 : u_t : I(1) \Leftrightarrow H_0 : u_t \text{ tiene una raíz unitria} \\ H_a : \rho < 0 &\Leftrightarrow H_0 : u_t : I(0) \Leftrightarrow H_0 : u_t \text{ estacionaria} \end{aligned}$$

- Si se acepta la hipótesis nula de raíz unitaria esto implicará que los *shocks* tienen efectos permanentes y la teoría de histéresis se verá confirmada.
- Por el contrario, si se rechaza la hipótesis nula, es decir, se acepta la hipótesis alternativa $H_a: I(0)$, se puede afirmar que todos los *shocks* que afectan a la tasa de desempleo tienen un efecto transitorio y, así, estas tasas fluctuarán en torno a un valor medio, lo que se puede interpretar como una evidencia a favor del modelo estructuralista.

En caso de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de que la tasa de paro es estacionaria, la NAIRU habrá que estimarla. Para ello, seguiremos el marco teórico de Layard (1991), basado en las ecuaciones para el establecimiento de precios y salarios, en vez de las funciones de oferta y demanda del mercado laboral, estableciendo así un sistema de ecuaciones:

$$P - w^e = \beta_1 - \beta_2 u \quad (2)$$

$$w - P^e = \alpha_1 - \alpha_2 u \quad (3)$$

donde P es el precio y w es el salario nominal, ambos expresados en logaritmos neperianos; u es la tasa de desempleo; β_1 y α_1 son los parámetros que representan el margen de ganancia; β_2 y α_2 son los parámetros que representan la flexibilidad del modelo. Además suponemos que todos los parámetros son positivos y que están determinados por diferentes factores.

También, se supone que tanto los precios como los salarios nominales siguen un camino no estacionario, de modo que a largo plazo $w^e = w$ y $P^e = P$. Igualando ambas ecuaciones, y resolvemos el sistema de ecuaciones obtenemos que la tasa de desempleo de equilibrio:

$$\bar{u}_t = \frac{\alpha_1 + \beta_1}{\alpha_2 + \beta_2} + \eta_t \quad (4)$$

Sin embargo, la tasa de desempleo natural (\bar{u}_t) podría estar sujeta a variaciones, debido a los cambios en los parámetros estructurales asociados a factores institucionales como del salario mínimo que daría lugar a errores en el establecimiento de las expectativas de los agentes económicos, de modo que plazo $w^e = w = P^e = p \neq 0$. En consecuencia, los cambios en la tasa de desempleo observada (u_t) estarían sujetos a la existencia de los procesos de aceleración o desaceleración en los precios o, de manera equivalente, el de los salarios nominales:

$$u_t = \bar{u}_t - \frac{p - p^e}{\theta_1} \quad (5) \quad \text{donde} \quad \theta_1 = \frac{\alpha_1 + \beta_1}{2}$$

Suponiendo que la inflación sigue un camino aleatorio, su tasa de variación sería una variable estacionaria, obteniendo así:

$$\Delta P_t = \Delta P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

en el que ε_t es una perturbación aleatoria estacionaria conocido como ruido blanco, implica:

$$p^e = E(p) = p_{t-1} - \Delta p_{t-1} \quad (7)$$

De esta forma obtenemos la siguiente curva de Phillips:

$$u_t = \bar{u}_t - \frac{\Delta p_t - \Delta p_{t-1}}{\theta_1} \quad (8)$$

Partiendo de la ecuación anterior, observamos que los cambios en la tasa de desempleo con respecto a su tasa natural dependen de la evolución de los precios o, a falta de éstos, de los salarios nominales. La ecuación (8) se puede formular de la siguiente manera:

$$u_t = \bar{u}_t + v_t \quad (9)$$

siendo $v_t = -\frac{\Delta p_t - \Delta p_{t-1}}{\theta_1}$ el proceso estocástico estacionario.

A partir de la igualdad (9) se puede apreciar que el valor de la tasa de paro observada depende del valor de la tasa de equilibrio más un componente (v) que determina el movimiento cíclico. Por lo tanto, se puede ofrecer una estimación de \overline{u}_t a través del contraste de raíz unitaria sobre la variable tasa de desempleo observada. En este caso, la NAIRU estimada sería igual a:

$$NAIRU_t = \frac{\hat{\delta}}{1-\hat{\rho}} \quad (10)$$

donde $\hat{\delta}$ y $\hat{\rho}$ son los estimadores MCO de δ y ρ , respectivamente.

No obstante, la existencia de cambios estructurales en la evolución de la tasa de desempleo es relevante en la deducción de los tests de raíces unitarias, por lo que una vez sometida las series temporales al test de DFA sin cambios estructurales pasaremos a aplicar el procedimiento Lee y Strazicich (LS).

3.2.2. Test de raíces unitarias con cambio estructural.

Los contrastes de raíz unitaria se han aplicado a las tasas de desempleo de Blanchard y Summers (1987), Decressin y Fatás (1995) y Bianchi y Zoega (1998), cuyos resultados no rechazaban la hipótesis nula de una raíz, apoyando la hipótesis de histéresis. No obstante, esas conclusiones se basaban en los contrastes de raíces unitarias que bajo la alternativa asumían una tasa de desempleo natural constante. Desafortunadamente, estos contrastes estadísticos no son robustos a la presencia de roturas estructurales, según Perron (1989) y Montañés y Reyes (1998). Asimismo, si se admite que la NAIRU puede sufrir cambios a lo largo de la muestra, esta estimación no es del todo correcta.

Por ello, diversos autores⁹ han planteado contrastes alternativos basados en la introducción de variables ficticias capaces de recoger las posibles rupturas estructurales existentes a lo largo de la muestra.

En este tipo de métodos, lo que se trata es de contrastar la hipótesis nula de raíz unitaria frente a una alternativa de una serie estacionaria con cambio estructural.

Para el caso de dos cambios de nivel con períodos de ocurrencia desconocidos, varios autores económicos generalizan las pruebas propuestas por Banerjee et al. (1992). En el presente trabajo, utilizamos el contraste estadístico de raíces unitarias basado en la metodología de Lee y Strazicich (2001).

⁹ Perron (1989) y Rappoport y Reichlin (1989)

Lee y Strazicich (2001) demostraron que los contrastes de Zivot-Andrews y de Perron (1997) estiman incorrectamente la fecha del punto de quiebre, tanto bajo la hipótesis nula como bajo la alternativa, ubicándola en $(T_b - 1)$, es decir, un período antes del verdadero punto de cambio T_b . Además, encuentran que cuando se utiliza el punto de cambio incorrecto todos los parámetros estimados en las regresiones de los contrastes son sesgados. El sesgo se maximiza precisamente en T_b y esto lleva a que el estadístico de contraste sea mínimo en ese período.

De acuerdo con sus resultados, la probabilidad de estimar bien el período de ruptura disminuye conforme aumenta el tamaño del quiebre estructural, mientras que el valor absoluto del estadístico aumenta. Por consiguiente, en presencia de cambios estructurales bajo la hipótesis nula el estadístico de contrastes de raíces unitarias de Zivot-Andrews y de Perron (1997) presenta distorsiones de magnitud que resultan en rechazos espurios de dicha hipótesis.

Con fin de corregir estas distorsiones, Lee y Strazicich desarrollaron un contraste de raíz unitaria que consiste en el Multiplicador de Lagrange (LS-1 y LS-2) con uno o dos cambios estructurales. Dicho contraste se deriva del esquema establecido en Perron (1989), el cual considera tres modelos de cambio estructural: un modelo A en el que se da un único cambio en el nivel, un modelo B que permite un cambio en la pendiente de la tendencia y por último, un modelo C que permite cambios tanto en nivel como en tendencia.

En nuestro caso, cuando establezcamos dos cambios estructurales aplicaremos los modelos A y C¹⁰ donde B es omitido ya que, según Lee y Strazicich, consideran que la mayoría de series temporales económicas pueden describirse correctamente mediante estos dos modelos.

Así, para el contraste de raíz unitaria con dos cambios estructurales, los modelos A y C vienen especificados a continuación:

¹⁰ El modelo C incluye dos cambios en el la constante y en la tendencia, mientras que el modelo A incluye cambios únicamente en los niveles de la serie.

Modelo A:

$$y_t = \mu + \beta t + \delta_1 D_{1t} + \delta_2 D_{2t} + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Modelo C:

$$y_t = \mu + \beta t + \delta_1 D_{1t} + \delta_2 D_{2t} + \phi_1 DT_{1t} + \phi_2 DT_{2t} + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde cada D_{jt} para $j = 1, 2$, es una variable ficticia que toma el valor 1 para $t \geq T_{bj} + 1$ y 0 en otro caso. Los puntos T_{b1} y T_{b2} corresponden los períodos en los cuales ocurren los dos cambios estructurales y DT_{jt} para $j = 1, 2$, es una variable ficticia que es igual a $(t - T_{bj})$ para $t \geq T_{bj} + 1$ y 0 en otro caso.

Partiendo de estos modelos, la prueba de raíz unitaria para dos cambios estructurales se obtiene de la regresión siguiente, estimada mediante el principio del multiplicador de Lagrange:

$$\Delta y_t = \pi \Delta Z_t + \varphi S_{t-1}^0 + \varepsilon_t \quad (12)^{11}$$

Donde:

$$S_{t-1}^0 = y_t - \psi_0 - Z_t \kappa$$

$$Z_t = [1 \quad t \quad D_{1t} \quad D_{2t}]' \text{ en el modelo A}$$

$$Z_t = [1 \quad t \quad D_{1t} \quad D_{2t} \quad DT_{1t} \quad DT_{2t}]' \text{ en el modelo C}$$

κ es el coeficiente de Δy_t sobre ΔZ_t

$\psi_0 = y_1 - Z_1 \kappa$ en el que y_1 y Z_1 son las primeras observaciones de y_t y Z_t .

De acuerdo a Lee y Strazicich, la hipótesis nula del contraste de raíz unitaria con cambio estructural corresponde a que $H_0 : \varphi = 0$. Asimismo, para determinar la elección de la prueba, se obtiene el estadístico p y estadísticos τ , usado frecuentemente.

$$\text{Estadístico } P = T\varphi$$

$$\tau = \text{estadístico } t\text{-ratio de } \varphi$$

¹¹ Para tomar en cuenta problemas errores autocorrelación puede incluirse $\sum_{i=1}^p \zeta_i \Delta S_{t-i}^0$ en la ecuación (12), al igual que hicimos con el contraste de Dickey-Fuller Aumentada.

Por tanto la regla de decisión para concluir el contraste se basa en que si el estadístico de la prueba es menor al valor crítico relevante, rechazamos la hipótesis nula de raíz unitaria. Además, para determinar de manera endógena los puntos de ruptura se realiza una búsqueda de malla¹² donde el estadístico de prueba se minimice:

$$\inf \tilde{\tau}(\tilde{\lambda}) = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda) \quad (13)$$

$$\lambda = T_{bj} / T$$

Atendiéndonos al modelo A se demuestra que la distribución asintótica bajo la hipótesis nula para los estadísticos de sus pruebas, no se ve modificada por el tamaño de las rupturas, mientras que para el modelo C depende ligeramente del parámetro de localización que se denota mediante $\lambda = T_{bj} / T$. No obstante, el estadístico mínimo de las pruebas no discrepa en los quiebres estructurales bajo la hipótesis nula.

Esta propiedad de invariancia de las pruebas de Lee y Strazicich implica que no están sujetas a rechazos espurios de la hipótesis nula. Independientemente de la presencia de un quiebre estructural, la distribución bajo la nula del estadístico sigue estando bien definida. Lee y Strazicich (2003, 2004) calcularon valores críticos para sus contrastes de raíz unitaria con uno y dos cambios estructurales para los modelos A y C y asumiendo una muestra $T = 100$.

4. APLICACIÓN ECONOMETRICA.

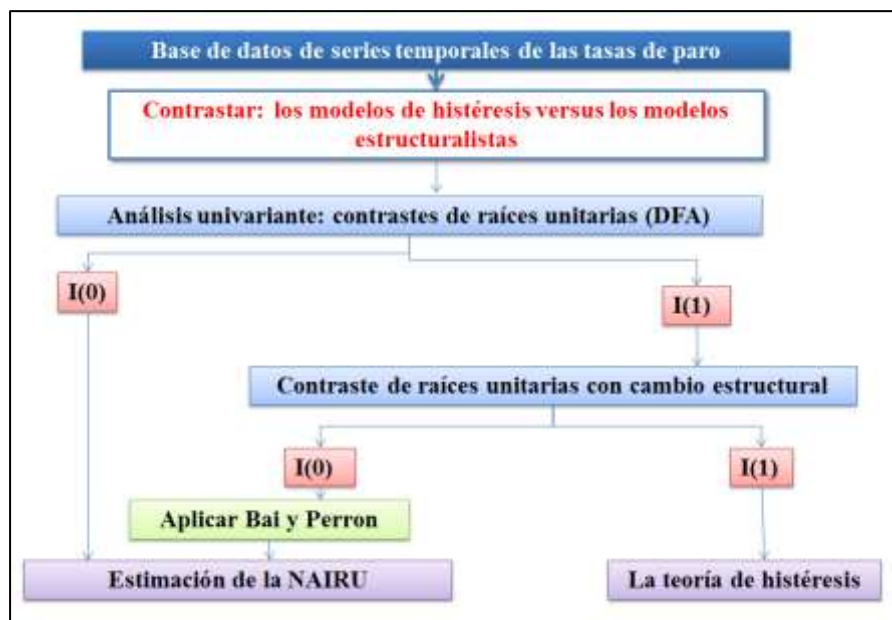
Una vez explicados los diversos contrastes de raíces unitarias, sin y con cambios estructurales, a continuación pasamos a aplicar dichos contrastes la tasa de paro española de los sectores económicos para el periodo indicado.

Para llevar a cabo dicho estudio empírico, se ha elaborado una base de datos que contiene las tasas de desempleo de cada uno de los sectores económicos: Agricultura (PA), Industria (PI), Construcción (PC) y Servicios (PS). La periodicidad de los datos es trimestral y está comprendida entre 1987T2 hasta el primer trimestre del 2018. Es decir se trata de una base datos de series temporales.

¹² En este tipo de pruebas es habitual que la búsqueda se realiza sobre un rango $[c, 1-c]$, donde se elimina $c\%$ de las observaciones en cada extremo de la muestra.

Tal y como se ha mencionado a lo largo de este trabajo, las tasas de desempleo de cada sector se han elaborado a partir de los datos de la Encuesta de Población Activa (EPA) publicada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). En este punto cabe destacar que durante el periodo de análisis (1987-2018) la EPA ha modificado varias veces la base poblacional, lo que lleva a que dicha base presenta varios cortes. Se ha utilizado toda la información publicada por el INE para tratar de obtener una base de datos homogénea a lo largo del periodo analizado. Aun así en algunas series presenta algún salto debido al cambio de la metodología en la elaboración de la encuesta.

Una vez elaborada la base de datos que será utilizada en el presente trabajo, a continuación se han aplicado los diversos contrastes explicados en el apartado anterior. El esquema seguido para llevar a cabo la parte aplicada del trabajo es el siguiente:



Fuente. Elaboración propia.

El primer paso, consiste en contrastar si las tasas de paro de los diferentes sectores económico de España siguen el modelo de histéresis o estructural. Para ello, se trata de determinar el orden de integración de cada una de las tasas de paro analizadas, considerando tres instrumentos: el análisis de gráficos, correlogramas y por último, utilizaremos el test de Dickey-Fuller Aumentado (DFA).

Comenzando con el Gráfico 4.1, el cual hace referencia a la evolución de la tasa de paro de los sectores agrícolas, industriales, construcción y servicios desde el 1987T2 hasta el 2018T1 en España, muestra a simple vista que las series temporales no son estacionarias porque con el paso del tiempo éstas siguen un camino aleatorio, en lugar de presentar unas oscilaciones constantes y más próximas las unas con las otras.

Gráfico 4.1. Evolución de la tasa de desempleo de los sectores económicos.



Fuente. Datos proporcionados por la Encuesta de Población Activa. Elaboración propia.

El siguiente instrumento es el correlograma de las series (FAC y FACP). El análisis de los valores de la función de autocorrelación muestral (FAC) de las series, así como los de la de autocorrelación parcial (FAP) es un elemento esencial de la etapa de identificación dentro de la metodología Box-Jenkins.

Los coeficientes de autocorrelación muestral (r_k) expresan la correlación existente entre dos valores de la serie (y_t), distanciados k períodos. Cuando el tamaño muestral (T) es grande respecto a k , dicho coeficiente se calcula mediante la siguiente expresión:

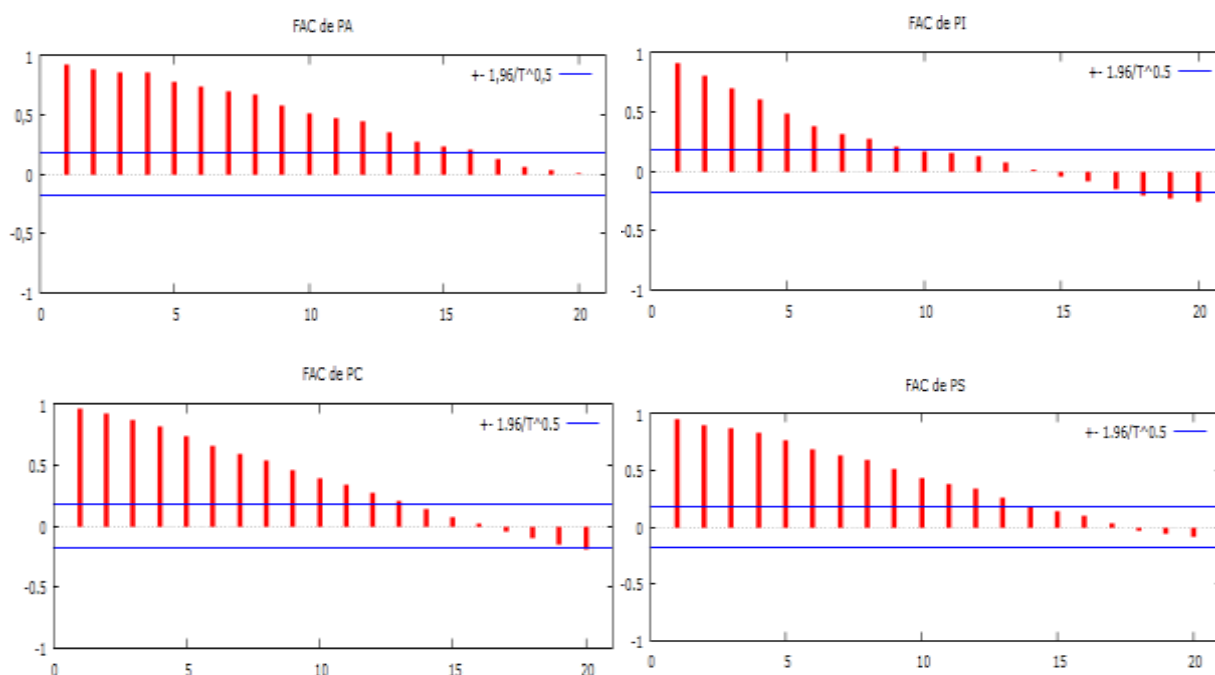
$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \quad (14)$$

La FAP toma, para cada instante t y cada k , un valor igual a la correlación entre y_t y y_{t-k} ajustada por el efecto de los retardos intermedios. El primer valor de la FAC y FAP de cualquier proceso estocástico coincide y es igual a uno. En procesos estacionarios,

ambas funciones decaen rápidamente hacia cero conforme aumenta el lapso temporal de separación (k), mientras que en procesos integrados la FAC decrece lentamente a partir de un valor inicial próximo a la unidad, y la FAP se anula para órdenes “ k ” superiores a uno, en el que adopta un valor también próximo a la unidad.

Para poder apreciar si los datos realmente apoyan las hipótesis formuladas en el análisis descriptivo previo, en el Gráfico 4.2 se recogen las FAC de las diferentes series en niveles.

Gráfico 4.2. Correlogramas muestrales de los sectores económicos en España.



Fuente. Datos de la Encuesta de Población Activa. Elaboración propia.

Como se puede observar, la FAC de las series no presentan las características propias de los procesos no estacionarios, aunque los primeros valores de la FAC son próximos a una unidad pero decaen rápidamente, especialmente en los caso de las series de paro del sector industria y servicios. En el caso de las tasas de paro de agricultura (PA) la FAC presenta todavía valores bastante elevados y el suave descenso de la misma parece indicar la no estacionariedad de la misma. Finalmente, en los cuatro casos de las tasas de paro se observa que la FAC de su primera diferencia muestra valores relativamente altos en los tres primeros retardos (0,82), siendo los 10 primeros positivos y luego se retornan negativos.

Este comportamiento en la FAC parece indicar la presencia de cambio estructural en la evolución de las series de paro. En cualquier caso, parece conveniente analizar el cambio estructural antes de avanzar alguna conclusión al respecto.

Una vez que se ha dado una idea aproximada del orden de integración de los procesos que han generado las series, pasemos a contrastar la presencia de raíces unitarias con el fin de dar mayor consistencia al análisis anterior. Para ello en este trabajo se han aplicado los contrastes de DFA.

El primer requisito para llevar a cabo la aplicación de los contrastes de raíz unitaria consiste en especificar la estructura del Proceso Generador de Datos (PGD). Que consiste en determinar los elementos deterministas que se deben incluir en la regresión de DFA. Para ello, el Gráfico 4.1 nos permite determinar de forma consistente los componentes deterministas del PGD. En cuanto al orden de retardo óptimo (que asegure que los residuos son ruido blanco), se determina mediante la utilización de diferentes criterios tales como el Criterio Informativo de Akaike (CIA) tal como aparece en el programa estadístico Gretl.

En el Tabla 4.1 se recogen los resultados obtenidos a partir del estadístico DFA. El proceso de contraste se inicia utilizando el modelo incluyendo una constante y una tendencia determinística, y procediendo a excluirlos cuando se observa la no significatividad de dichos componentes. Debemos señalar, antes de proceder a la exposición y comentarios de los resultados obtenidos, que se ha partido de la hipótesis nula de que las series son I (1) frente a la alternativa de que son I (0). En el caso en el que no sea posible rechazar la presencia de una raíz unitaria se contrasta que las series son I (2) frente a la hipótesis alternativa de que son I (1).

Tabla 4.1. Contraste de raíz unitaria sin cambios estructurales: Test de Dickey Fuller Aumentado (DFA).

Contraste	PA	PI	PC	PS
Constante ^a	-2,38 (8)	-2,77 (1)	-2,62 (8)	-2,54 (8)
Constante y tendencia ^b	-2,68 (8)	-2,74 (1)	-2,64 (8)	-2,88 (8)

Nota: a y b denotan los niveles de significación del 5%, donde el valor crítico -2,89 y -3,42 respectivamente. El número de retardos está expresado entre paréntesis y el criterio de elección es el de retardos AIC.

Fuente: Elaboración propia.

Como podemos apreciar en la Tabla 4.1, el test de ADF, tanto con constante como con constante y tendencia, ponen en evidencia que las tasas de desempleo de los cuatro sectores económicos no rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria, puesto que el estadístico de contraste es mayor que el valor crítico. Del mismo modo, utilizando el p-valor de esta base de datos (0,14, 0,06, 0,09 y 0,10 respectivamente) obtenemos el mismo resultado, ya que el p-valor es superior al nivel de significación del 5%. Por tanto, a partir de estos resultados se puede concluir que las tasas de paros de los diferentes sectores económicos españoles son integrados de orden uno. Es decir, las tasas de paro siguen un paseo aleatorio sin deriva, indicando la aceptación de la hipótesis de histéresis.

El modelo de histéresis se traduce en que ninguna política económica es neutral al comportamiento del mercado de trabajo a largo plazo, por lo que la tasa de equilibrio está continuamente cambiando a lo largo del tiempo y su valor dependerá del tamaño de los *shocks*. En resumen, la NAIRU no puede ser utilizada para comparar la evolución de los mercados de trabajo de un conjunto de países, economías o regiones.

No obstante, la presencia de una raíz unitaria en las tasas de paro es el resultado, probablemente, de dos fenómenos. En primer lugar, gran parte de dichos resultados se puede atribuir a la baja potencia de los contrastes de raíces unitarias, especialmente en muestras pequeñas, siendo más acusado cuando se trata de discriminar entre una tendencia determinística y una estocástica. En segundo lugar, estos contrastes no son válidos en presencia de cambio estructural, dado que favorece la aceptación de la hipótesis de raíz unitaria cuando ésta no es cierta.

Por ello, conviene analizar el orden de integración considerando la posibilidad de ruptura estructural en la evolución de las variables. De hecho, en base a la inspección visual de las tasas de desempleo en la Gráfico 4.1, deberíamos considerar la posible presencia de rupturas estructurales que pueden haber afectado a las tasas de desempleo de los diferentes sectores. Por lo tanto, la tasa natural podría estar experimentando una transición lenta entre las tasas naturales cambiantes, movimientos que probablemente se deben, a su vez, a cambios en los ciclos económicos de la economía española.

Así, primero optamos por aplicar el test de Lee y Strazicich con un cambio, y más tarde con dos cambios estructurales sobre las tasa de desempleo de los sectores económicos de España. Para la aplicación de dicho contraste se ha considerado que los cambios estructurales afectan únicamente la media de la tasa de paro (Modelo A) así como a la media y la tendencia (Modelo C). Debido a que dichos contrastes no se encuentran disponibles en el Gretl hemos tenido que utilizar el programa Gauss¹³.

Los resultados de dichos contrastes considerando únicamente un cambio estructural se recogen en la Tabla 4.2. Tal como se observan a partir de dicho resultados en ningún caso ha sido posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria, ya que el estadístico es mayor que el valor crítico al 5% de significación. Por tanto, las tasas de desempleo del sector agrario, industrial, construcción y servicios se consideran que son no estacionarias y estarían bajo la hipótesis de histéresis.

Tabla 4.2. Contraste de Raíces Unitarias con un cambio estructural de Lee y Strazicich (2004) sobre las Tasas de Desempleo.

Variables	Modelo A			Modelo C				
	Tb	LM	K	Tb	LM	K	$\lambda = T_b / T$	VC(5%)
PA	2010:1	-1,543	3	2008:3	-1,957	3	0,5	-4,51
PI	1992:3	-2,929	1	1992:2	-3,293	1	0,4	-4,50
PC	2012:2	-2,527	3	2007:3	-3,207	3	0,5	-4,51
PS	2005:2	-1,883	3	2000:4	-1,999	3	0,2	-4,47

Nota: El valor crítico al 5% del modelo A es -3,56.

Fuente: Elaboración propia.

En cualquier caso, si las series presentan más de un cambio estructural en su evolución, algo bastante probable en el caso de las tasas de paro españolas, pueden provocar un no-rechazo erróneo de la hipótesis nula. Como consecuencia, resulta necesario tener en cuenta la inclusión de al menos dos cambios dentro de los contrastes de raíces unitarias. Por ello, a continuación aplicamos los contrastes LS-2 a las cuatro tasas de paro.

De acuerdo con los resultados de la Tabla 4.3, con el modelo A los valores de los contrastes LM presentan valores por debajo de sus correspondientes valores críticos al 5% y 10% de nivel de significación, indicando el no rechazo de la hipótesis nula de raíz

¹³ Written/Modified by: Junsoo Lee (updated February 10, 2005). This code is provided gratis without any guarantees or warranties. Proprietary modifications of this code are not permitted.

unitaria. Si nos fijamos en los resultados del contraste LM a partir del modelo C, observamos valores muy altos en valores absolutos, pero siguen siendo mayores que sus correspondientes valores críticos. Solo en el caso de la tasa de paro del sector servicio se obtiene un valor del estadístico que rechaza la hipótesis nula de una raíz unitaria en favor de una serie estacionaria con dos cambios estructurales. Esto se traduce en que dicho sector se comporta de forma estacionaria y estaría dentro del modelo estructuralista lo que conlleva a que sería posible calcular una tasa de equilibrio para este sector.

Tabla 4.3. Contraste de Raíces Unitarias con dos cambios estructural de Lee y Strazicich (2004) sobre las Tasas de Desempleo.

Variables	Modelo A				Modelo C					
	Tb ₁	Tb ₂	LM	K	Tb ₁	Tb ₂	LM	K	$\lambda = T_b / T$	VC(5%)
PA	2012:3	2014:1	-2,972	4	2004:3	2011:3	-5,245	4	0,6 0,8	-5,73
PI	1992:3	2010:4	-3,765	3	1996:2	2008:3	-5,479	3	0,2 0,6	-5,74
PC	2007:3	2008:1	-2,336	5	1993:1	2007:4	-3,871	4	0,4 0,8	-5,53
PS	1995:1	2000:4	-2,191	6	1996:1	2008:3	-5,903	6	0,4 0,6	-5,67

Nota: El Valor crítico al 5% en el Modelo A es -3,842.

Fuente: Elaboración propia.

Como las tasas de paro analizadas podrían presentar un componente estacional, especialmente en el caso del sector servicio y agricultura, se ha realizado los mismo contrastes de raíces unitarias sobre las series desestacionalizadas. De hecho, la presencia del componente estacional podría reducir la potencia de dichos contrastes. Para desestacionalizar las series hemos aplicado el programa X11-Arima que aparece en el programa Gretl para datos trimestrales.

Una vez obtenidas las series libres del componentes estacional, hemos aplicado los contrastes de raíces unitarias de Lee y Strazicich tanto considerando un cambio estructural como dos posibles cambios. Los resultados, reflejados en la Tablas 4.4 y 4.5, son muy similares a los obtenidos anteriormente, es decir, no se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, excepto en el caso del sector servicios.

Es relevante, que incluso considerando dos cambios estructurales, todavía no ha sido posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria para ninguna de las series de tasas de desempleo españolas, independientemente de la especificación del modelo considerado (con constante o constante y tendencia).

En resumen, a pesar de los esfuerzos realizados en utilizar diferentes contrastes de raíces unitarias, no podemos superar la hipótesis de la histéresis en el desempleo español en los diferentes sectores económicos. Es decir, seguirían un paseo aleatorio por lo que estarían bajo la hipótesis de histéresis y no tendría sentido, de acuerdo con la teoría económica, calcular una NAIRU para dichos sectores.

Sin embargo, se puede pensar que las tasas de desempleo podrían presentar más de dos rupturas estructurales. En tal caso habría que utilizar otros contrastes que creemos que quedan fuera del alcance del presente trabajo. De hecho, Camarero et al. (2016) aplicaron dichos contrastes sobre las tasas de desempleo de algunos países europeos obtuvieron resultados en contra de la histéresis.

A todo lo anterior hay que añadir que la presencia de componente estacional podría afectar a los resultados de los contrastes de raíces unitarias. En este sentido, Ramírez y Rodríguez (2008) utilizaron los contrastes de raíces unitarias estacionales de HEGY (1990), para tener en cuenta el componente estacional y en el que sus resultados rechazan al 5% la hipótesis de una raíz unitaria en la frecuencia cero.

En el presente trabajo no se han aplicado dicho contrastes ya que no están disponibles en el programa estadístico Gretl y además teniendo en cuenta la dificultad que llevan dicho contrastes a la hora de interpretar los resultados. En consecuencia, teniendo en cuenta todo lo comentado, nos llevan a considerar a las tasas de desempleo de los diferentes sectores podrían ser estacionarias, por lo que entraría dentro del modelo estructuralista y, por tanto, sería posible estimar una tasa de equilibrio en dichos sectores. De cualquier forma, hay que dejar claro que podrían no ser ciertas dichas suposiciones.

Tabla 4.4. Contraste de Raíces Unitarias con un cambio estructural de Lee y Strazicich (2004) sobre las Tasas de Desempleo destacionalizadas.

Variables	Modelo A			Modelo C				
	Tb	LM	K	Tb	LM	K	$\lambda = T_b / T$	CV (5%)
PA	2010:1	-1,321	3	2008:3	-2,328	3	0,5	-4,51
PI	2010:4	-3,089	3	1999:13	-3,106	3	0,4	-4,50
PC	2012:2	-2,527	3	2007:3	-3,188	3	0,5	-4,51
PS	2003:1	-2,071	3	1992:2	-2,080	3	0,2	-4,47

Nota: El Valor crítico al 5% en el modelo A es -3,56

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 4.5. Contraste de Raíces Unitarias con dos cambios estructural de Lee y Strazicich
(2004) sobre las Tasas de Desempleo desestacionalizadas.**

Variables	Modelo A				Modelo C					
	Tb ₁	Tb ₂	LM	K	Tb ₁	Tb ₂	LM	K	$\lambda = T_b / T$	CV (5%)
PA	2013:3	2014:2	-2,641	5	2004:4	2010:3	-4,973	4	0,6 0,8	-5,73
PI	1995:1	2008:3	-3,751	5	1996:1	2009:4	-4,028	5	0,2 0,6	-5,74
PC	2007:3	2008:1	-2,365	5	1998:1	2010:3	-4,590	4	0,4 0,8	-5,53
PS	2008:3	2011:4	-3,724	4	1997:1	2008:3	-5,681	4	0,4 0,6	-5,67

Fuente: Elaboración propia.

Observando el periodo muestral, España hasta el año 2007 se encontraba en una época de expansión casi ininterrumpida, excepto por la corta crisis (1992-1993) donde las tasas de paro de los sectores económicos no presentan tanto impacto como la crisis económica que comenzó en 2008 (Ver Gráfico 4.1). Durante este año, las tasas de desempleo que mayores variaciones tuvieron, fueron las del sector de construcción y el industrial, los cuales pasaron de un 9,92% y un 4,72% en 2008T1 a 18% y 7,50% en 2014T1, respectivamente.

Este incremento se explica por la estrecha relación con la burbuja inmobiliaria y además, atendiéndonos a los resultados de los tests afirmamos que durante el periodo muestral estos sectores presentan un estadístico del contraste más elevados que el resto (Ver Tabla 4.1, 4.2 y 4.3).

En cuanto al sector agrario, la tasa de desempleo no ha sufrido varios cambios durante el periodo muestral, donde dicha tasa gira en torno al 17% a partir de 1994. La única diferencia se puede observar en la etapa que va desde 1987-1993 que se encuentra aproximadamente al 13%.

Con respecto a las rupturas identificadas en los análisis realizados, en general debemos concluir que se observa una concentración notable para ciertos años, tanto en el caso de los contrastes con un cambio con en el caso de dos rupturas. En el caso del contraste con una sola ruptura estructural, el punto de cambio estructural se sitúa en el año 2010 para los sectores agrícola e industria, en el año 2012 para el caso del sector construcción y

2003 para el sector servicio. En la mayoría de los casos el punto de ruptura estructural coincide con el periodo de la crisis económica y financiera. Bajo el contraste considerando dos rupturas estructurales, se observa un patrón similar para todos los sectores económicos ya que el segundo punto de la ruptura estructural se sitúa en el periodo 2008-2010, coincidiendo con la crisis económica. Sin embargo, el primer punto de ruptura estructural se sitúa en torno al periodo 1996-1998, excepto para el sector agrícola donde dicho punto se identifica en el año 2004.

Si comparamos los puntos de rupturas estructurales identificadas con las reformas laborales que hubo en España cabe destacar que en el primer punto de ruptura situado en 1996-1998, se puede decir que coincide con la reforma del año 1997, centrada en incrementar la contratación indefinida, limitar y controlar los contratos temporales y la modificación de las condiciones de los contratos de inserción en el mercado laboral. Y en el segundo punto de ruptura identificado en el periodo 2008-2010, se puede decir que coincide con la crisis económica y la reforma de 2010.

Dicha reforma busca corregir la excesiva segmentación entre trabajadores con contratos indefinidos y temporales, la ausencia de flexibilidad para adecuar las condiciones laborales de las empresas a la situación particular de cada una o de su sector de referencia, la falta de eficiencia en la intermediación laboral y la mejora en la cualificación de la mano de obra con menor formación.

4.1. ESTIMACIÓN DE LA NAIRU.

Una vez finalizado el análisis de las propiedades univariante de las tasas de desempleo en cada uno de los sectores económico, pasamos a utilizar el procedimiento Bai y Perron (1998, 2003) para identificar los puntos de ruptura estructural a lo largo del periodo analizado y estimar la tasa de para estructural (NAIRU).

En este sentido, Bai y Perron (1998 y 2003) desarrollaron los modelos de cambios estructurales múltiples, que incluye consistencia de las estimaciones de puntos de cambio, pruebas para cambios estructurales, intervalos de confianza para puntos de cambio, métodos para seleccionar el número de cambios y algoritmos eficientes para computar las estimaciones.

Bai y Perron (1998) sugieren un método basado en un uso secuencial del contraste de cambio estructural. Bai Perron (1998) consideran el siguiente modelo:

$$\begin{aligned} y_t &= \beta\chi_t + \delta_1 z_t + \varepsilon_{1t}, \quad t=1,2,\dots,T_1 \\ y_t &= \beta\chi_t + \delta_2 z_t + \varepsilon_{2t}, \quad t=1,2,\dots,T_2 \\ &\vdots \\ y_t &= \beta\chi_t + \delta_m z_t + \varepsilon_{mt}, \quad t=1,2,\dots,T \end{aligned} \quad (15)$$

Por lo tanto, en un primer paso, se procede con un método secuencial basado en minimizar la suma de los cuadrados de los residuos (SR) para determinar el número de cambios conocidos (m), donde el punto de partida inicial es $T_1=0,15T$.

Una vez que se identifique el primer punto de cambio significativo, la muestra se parte en dos submuestras, separadas por el primer punto de cambio estimado. Para cada submuestra, se estima un modelo con un cambio y en cada una el segundo punto de cambio significativo es elegido a partir del punto previo, de tal forma que se minimice la suma de residuales ajustada. La muestra es entonces dividida en tres submuestras y un tercer punto de cambio es elegido como el estimador para el punto anterior, de tal forma que nuevamente se minimice la suma de los cuadrados de los residuales. Este proceso se continúa hasta que los puntos de cambios estructurales son seleccionados.

Una ventaja en el método secuencial la presentan Bai y Perron (BP) que proponen, que dicho método considera directamente la presencia de correlación serial en los errores y las varianzas heterogéneas a través de los diferentes segmentos.

La meta del contraste es estimar los puntos de quiebre, de manera de minimizar la suma de los residuos al cuadrado, SR:

$$(\hat{T}_{b1}, \dots, \hat{T}_{bm}) = \arg \min SR(T_1, T_2, \dots, T_m)$$

Bai y Perron (2003), incorpora a este modelo un contraste de no ruptura contra un número fijo de rupturas (m), un contraste "doble máximo" y por último, un contraste de 1 cambios frente a 1 + 1 cambios estructurales.

El contraste "doble máximo" se utiliza para verificar la no existencia de quiebre estructural de la hipótesis nula frente a la alternativa de un número desconocido de quiebres, teniendo en cuenta un límite superior que BP denota m . El primero de estos contrastes es UDmax (M; q) que se basa en la versión ponderada del test F que utiliza

las estimaciones de quiebres obtenidas ($\lambda_j = \hat{T}_j / T$ con $j=1, \dots, m$) al minimizar la SR de los diferentes segmentos de longitud mínima, mientras que el WDmax (M; q) está ponderado para igualar los p-valor a través de los distintos valores de m .

En cuanto al contraste 1 cambio frente 1 + 1 cambios estructurales trata de aplicar a cada segmento que contiene las observaciones $\hat{T}b_{i-1} + 1$ hasta $\hat{T}b_i$ (donde $i=1; \dots; 1 + 1$) el estadístico F y se denota de la siguiente forma:

$$SupF_T(1 | 1 + 1)$$

Si el estadístico $SupF_T(1 | 1 + 1)$ es suficientemente grande, se rechaza la hipótesis nula, concluyendo que existe evidencia estadística a favor de un modelo con 1 + 1 cambios estructurales. Por consiguiente, la fecha del cambio que se selecciona será la que corresponda con el valor máximo del test.

Otros procedimientos para la estimación del número de cambios están basados en la utilización de criterios de información. La idea básica es que se debe penalizar la adición de cualquier punto de cambio, puesto que la suma de residuales cuadráticos disminuye periódicamente en m . La penalidad debe forzar al estimador del número de puntos de cambio a que converja rápidamente al valor real para asegurar las características asintóticas de todas las valoraciones que dependen de ese estimador.

Para modelos fácilmente identificados, una penalidad grande reduce en gran medida la probabilidad de sobrestimar el número de cambios, mientras si el modelo es difícil de identificar entonces una penalidad grande da lugar a una probable subestimación del número de cambios

La elección de la metodología a utilizar (procedimientos secuenciales o criterios de información) en la estimación del número de cambios depende del grado de complejidad de la serie; así, para series fácilmente identificables, el procedimiento basado en criterios de información puede resultar más adecuado puesto que convergen rápidamente al valor real, presentando así, menos costo computacional; y para series con comportamientos complejos los procedimientos secuenciales son útiles en la medida que no sólo permiten la estimación sistemática de los cambios, sino que, además, consideran la presencia de correlación serial y varianzas heterogéneas, las cuales pueden ser fuentes de error del procedimiento basado en criterios de información.

El procedimiento de Bai y Perron no solo permite obtener una estimación del número y la posición de los cambios estructurales, sino además permite calcular intervalos de confianza para las fechas de corte estimadas. Esto es especialmente relevante en nuestra aplicación, debido a que estamos interesados en evaluar la precisión de las estimaciones del punto de ruptura ya que podría afectar, a su vez, la precisión de las estimaciones de NAIRU.

El procedimiento de BP descrito anteriormente es aplicado utilizando una constante como único regresor¹⁴ con $p = 0$, de manera que $z_t = \{1\}$ y $xt = \{0\}$, por lo que el modelo a estimar queda como:

$$\begin{aligned} u_t &= \delta_1 + \varepsilon_{1t}, \quad t=1,2,\dots,Tb_1 \\ u_t &= \delta_2 + \varepsilon_{2t}, \quad t=Tb_1+1,\dots,Tb_2 \\ &\vdots \\ u_t &= \delta_m + \varepsilon_{st}, \quad t=Tb_{m-1}+1,\dots,T \end{aligned} \quad (16)$$

Siguiendo las recomendaciones prácticas de Bai y Perron (2003a, 2006) y las similitudes del ejemplo práctico para datos trimestrales de Bai y Perron (2003a), utilizamos un parámetro *trimming* $\lambda = 0.15$, por lo que permitimos un máximo de 5 cambios estructurales en la muestra analizada.

La elección de los puntos de cambio estructural se ha basado en los diferentes criterios descritos anteriormente: criterios de información BIC y LWZ, así como el método secuencial (todos los análisis se han realizado utilizando el programa Gauss ya que el contraste de Bai y Perron que se ha utilizado no está disponible en el Gretl y son código fuentes que ya están programados y sólo los hemos adecuado a nuestra base de datos)¹⁵.

¹⁴Según King et al (1995), Staiger et al (1997) y Gordon et al (1997), la introducción de una constante en la estimación de la NAIRU sigue un proceso aleatorio. No obstante, Laubach (2001) explica que permitir la existencia de una constante tiene la ventaja de permitir ajustes mucho más flexibles cuando existe una gran variedad en el comportamiento de las tasas de desempleo.

¹⁵ El programa utilizado en gauss se ha obtenido de <http://people.bu.edu/perron/code.html>

Empleando dicha estrategia, en el Tabla 4.6, se puede observar que al menos las variables presentan un cambio estructural. Igualmente, fijándonos en el número de rupturas, el sector agrario presenta tres cambios estructurales, el sector de construcción cuatro y el resto de sectores (industrial y servicios) se observa cinco rupturas. Por tanto, como todas las variables para las que se ha aplicado el método BP existe al menos un cambio estructural implica que a todos ellos se le va a calcular una NAIRU. Esto provoca importantes repercusiones, en términos de política, ya que demuestra que el gobierno puede llegar a intervenir en dicha tasa.

Atendiéndonos a la Tabla 4.7, podemos distinguir cinco períodos, en el que en el primer período (1991T4 y 1993T1), segundo (1998T1- 2004T3) y tercero (2004-2009T1), según el contraste BP, todos los sectores económicos sufren tres cambios estructurales en su tasa de desempleo. El cuarto periodo que se encuentra en la época de crisis económica (2008T3-2013T3) donde los sectores industriales, construcción y servicios experimentan su cuarto cambio estructural y por último, el quinto periodo comprendido en 2013T3, año en el que el sector industrial y servicios sufren su quinto cambio estructural.

Tabla 4.6. Resultados de los test de Bai y Perron (1998,2003)

	Test Dmax		Sup F _T (k;q)					Sup F _T (l+1 l)				Número de rupturas			
Variables	UDMax	WDmax	supF(1)	SupF(2)	SupF(3)	SupF(4)	SupF(5)	SupF(2 1)	SupF(3 2)	SupF(4 3)	SupF(5 4)	BIC	LWZ	Secuencial	SupF(l+1 l)
PA	47,83	74,23	34,90	25,52	47,84	43,17	31,48	11,41	32,35	8,04	0,01	4	3	5	3
PI	15,17	11,38	0,05	4,15	7,88	3,39	5,17	0,43	7,25	8,14	8,14	5	5	0	0
PC	32,74	71,84	14,65	11,54	13,68	16,90	32,74	18,94	16,63	10,25	9,03	5	4	5	4
PS	10,10	19,69	11,57	15,62	7,54	10,10	1,75	13,08	12,44	19,31	1,78	5	4	4	4
VC (5%)	8,88	9,91	8,58	7,22	5,96	4,99	3,91	8,58	10,13	11,83	12,25				

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4.7. Fechas de los puntos de *break* e intervalos de confianza.

Variables	CI	Tb1	Tb2	Tb3	Tb4	Tb5
PA (3)	95%	1993T1 [1989T4;1993T2]	2004T3 [2004T3;2005T1]	2009T1 [2008T2; 2013T2] Reforma 2010		
PI (5)	95%	1992T3 [1992T2;1992T4]	1999T1 [1998T3;2002T3] Reforma 2001	2004T1 [2003T3;2004T3]	2008T3 [2006T1;2009T2] Reforma 2006	2013T3 [2012T1;2013T1] Reforma 2012
PC (4)	95%	1991T4 [1991T3;1992T1]	1998T1 [1995T4;1999T1] Reforma 1997	2009T1 [2008T1;2009T4]	2013T3 [2009T3;2014T1] Reforma 2012	
PS (5)	95%	1992T3 [1988:1; 1993:2]	1999T2 [1998T3;2002T2] Reforma 2001	2004T2 [2003T1;2005T1]	2008T4 [2006T1;2009T4] Reforma 2006	2013T3 [2008T4;2013T3] Reforma 2012

Fuente. Elaboración propia.

A continuación, en la tabla 4.8 podemos observar la estimación de la NAIRU para todos los sectores económicos en función de los periodos de cambio de ruptura que hemos obtenido con el test BP.

Tabla 4.8. Valor de la NAIRU estimada en tanto por ciento.

Variables	Primer periodo	Segundo periodo	Tercer periodo	Cuarto periodo	Quinto periodo	Sexto periodo
PA	13,11	16,776	10,957	24,067		
PI	4,718	8,951	6,876	4,963	10,163	7,103
PC	16,254	23,76	9,20	24,84	15,91	
PS	9,025	13,035	8,842	5,779	10,394	9,125

Fuente: Elaboración propia.

En general, apreciamos que la NAIRU se va elevando con el paso de tiempo, excepto en el tercer periodo (2004T1-2009T2) donde disminuye debido a que España se encontraba en una etapa de expansión económica. En el caso del sector de la construcción hayamos una tasa de equilibrio superior a la del resto, ya que éste tuvo gran impacto en la economía española mediante la burbuja inmobiliaria.

El primer periodo, en el que todos los sectores económicos sufren su primer punto de ruptura, coincide con la corta crisis comprendida a comienzos de los 90. Además, destacamos que los cuatro sectores económicos, durante este periodo, soportan su primer cambio estructural y que todos ellos vuelve a recaer hasta el tercer cambio, por lo que no será el único que haya influido en la NAIRU.

En el segundo periodo, comprendido entre 1998-2004, vemos que la tasa de paro del sector agrario presenta una tasa de equilibrio en torno al 17%, una de las cifras más elevadas. Este incremento de la NAIRU se debe a que tras la crisis de los 90 se destruyó empleo, donde el sector primario fue aquel que mayor impacto tuvo ya que no fue compensado por el resto de sectores. Además durante este periodo coincide con la reforma laboral de 1997 y 2001.

Siguiendo el tercer periodo, observamos que hace referencia a una etapa de crecimiento económico en el que la tasa de equilibrio es inferior que en el anterior punto. Este descenso se puede explicar porque el IPC disminuye, lo que significa que nuestro país

necesita menos dinero que en épocas anteriores para conseguir los mismo productos y por tanto no pierde poder adquisitivo.

Durante el cuarto y quinto periodo (2008T3-2013T3) están relacionados con la última crisis económica – financiera que coincide con los cambios estructurales sufridos, en especial, por los sectores industriales, construcción y servicios. Estos sectores muestran un incremento en la NAIRU, debido que tienen un peso económico muy importante en nuestro país. También tenemos que destacar que durante este periodo, se ejecutaron tres reformas laborales con el objetivo de crear empleo y frenar el paro, aunque hasta el 2014 no se comienza a ver resultados positivos.

Y por último, en el sexto periodo (2013T3-2018T1) coincide con la etapa de recuperación económica, donde la NAIRU del sector industrial junto al de servicios disminuye respecto al quinto periodo, mientras que el resto de sectores no se ven afectados.

En resumen, vemos que la crisis de los años 90 junto al estallido de la burbuja inmobiliaria han provocado que la tasa de equilibrio se incremente hasta alcanzar valores en torno al 26%, mientras que en épocas de crecimiento económico la NAIRU se comporte de manera inversa, salvo el sector industrial en el cuarto periodo que su tasa de equilibrio desciende, aproximadamente un 5%. Por tanto si relacionamos la tasa de desempleo de cada sector con la NAIRU, concluimos que ante un aumento de precios la tasa de paro disminuye. Además, las reformas laborales del 1997, 2001, 2006, 2010 y 2012 han sido un instrumento económico para minimizar los daños ocasionados en años anteriores.

5. CONCLUSIONES.

Los problemas que muestra el mercado laboral de nuestro país, presentes antes de que el siglo actual empezara, junto las varias recesiones, han provocado que la población nativa se preocupe por la situación económica tras las graves consecuencias que han afectado a los distintos sectores.

Durante el período (2000-2018), los sectores económicos que muestran mayores tasas de desempleo han sido los formados por aquellas ramas de actividades que han crecido más rápidamente en épocas expansivas mostrando un claro comportamiento procíclico, es decir, las actividades inmobiliarias y financieras, la hostelería, construcción y por último, la industria donde en 2013 las tasa de desempleo nacional alcanzó el 26%. La excepción se da en el sector agrario que presenta, al igual que el resto de sectores tasas de paro elevado, al ser considerado por una gran parte de la población española como un trabajo complementario y no empleo de larga duración.

Por un lado, a través del modelo empírico comprendido entre 1987T2 y 2018T1, hemos aplicado varios test de raíces unitarias sin y con cambios estructurales, con el objetivo de demostrar si los sectores económicos de España se comportan atendiéndose al concepto de histéresis o por lo contrario, su evolución responde de manera transitoria a determinadas perturbaciones.

Además hemos estimado la NAIRU, tasa de desempleo no aceleradora de la inflación, para saber si han tenido impacto en alguna de las reformas laborales. La estimación de la NAIRU es relevante puesto que determina el comportamiento a largo plazo del mercado de trabajo en el caso de que no se produzcan perturbaciones o cambios estructurales que lo modifique. Entre estos cambios destacan las reformas laborales introducidas por los diferentes gobiernos que han sido diseñadas, precisamente, con este objetivo.

Con dos de los test, DFA y LS1, hemos obtenido los mismos resultados, es decir, los cuatro sectores económicos se comportan siguiendo el modelo histéresis y por tanto aceptan la hipótesis nula, con lo que cualquier perturbación afecta y modifica el comportamiento de las tasas de desempleo de manera permanente desde un punto de vista estadístico. En cambio con test de LS2 (test de Lee y Strazicich con dos cambios

estructurales) el sector servicios no rechaza que sigue el patrón estacional, debido a que este tipo de test es más potente cuantos más cambios se den.

Mediante el test de Bai y Perron obtenemos que todas las tasas de paro, al menos, tienen un punto de ruptura que coincide con alguna de las fechas de las reformas laborales de los años 1997, 2001, 2010 y 2012. Si bien, los efectos de las mismas se materialicen en años posteriores. Sin embargo, cuando tenemos en cuenta la evolución del ciclo económico así como de la tasa de inflación, obtenemos resultados en los que dichas reformas laborales van ligadas a otros cambios estructurales, y por tanto a modificaciones del equilibrio de largo plazo y al valor de la NAIRU.

En cuanto al comportamiento de la NAIRU, aplicamos el procedimiento de estimación a todos los sectores económicos, a pesar de que la teoría sólo resulta efectiva en el caso de aceptar la hipótesis estructuralista, ya que queríamos demostrar que cifras obtenemos en los casos de histéresis. Adicionalmente, observamos que ante un aumento de los precios conlleva una disminución en la tasa de desempleo, lo que se puede contrastar en la época de expansión económica comprendida a comienzos del siglo XXI.

Destacando los valores de la NAIRU de 2008 y 2009 se ha observado que aumenta de manera intensa y que solo se recupera en dos sectores. Por tanto la histéresis es clara, y costará reducirla puesto que asociado a este incremento del paro aparece el de larga duración que añade un problema persistente al mercado de trabajo Español.

Por otro lado, destacamos la problemática de no encontrar una base de datos homogénea con la misma metodología y EPA, ya que para realizar un adecuado estudio empírico se requiere un periodo largo, especialmente cuando se trata de aplicar la metodología de series temporales¹⁶.

En conclusión, consideramos que los resultados obtenidos pueden ofrecernos una concepción dispar del mercado de trabajo español, partiendo del distinto peso que presenta cada uno de los sectores económicos, sirviendo de apoyo para futuras líneas de investigación.

¹⁶ En este aspecto, se debe destacar que a lo largo de la asignatura de econometría cursada en el grado nos han insistido que cuando se trata de aplicar técnicas econométricas de series temporales la muestra debería ser larga ya que todos los contrastes tienen un comportamiento asintótico.

6. BIBLIOGRAFÍA.

Bai, J y Perron, P (1998): “Estimating and testing linear models with multiple structural changes”, *Econometrica* 66, páginas 47-48.

Bai, J y Perron, P (2003): “Computation and analysis of multiple structural change modls”, *Journal of Applied Econometrics* 18, páginas 1-22.

Calderón, I. “La temporalidad en España sigue creciendo y es la mayor de Europa”, *ElEconomista*, 10 de enero del 2018.
<http://www.eleconomista.es/economia/noticias/8857120/01/18/La-temporalidad-en-Espana-sigue-creciendo-y-es-la-mayor-de-Europa.html>

Camarero, M. et al (2005): “Unemployment dynamics and NAIRU estimates for accession countries: A univariate approach”, *Journal of Comparative Economics* 33, páginas 584-603.

Castelló Roselló, V.: “Hombres, mujeres y paro”, *CincoDias*, 3 de marzo del 2015.
https://cincodias.elpais.com/cincodias/2015/03/03/economia/1425408999_590882.html

Chuet-Missé, J.P: “La crisis ha pulverizado el 30% del sector industrial”, *EDeconomiaDigital*, 27 de diciembre del 2016.
https://www.economiadigital.es/directivos-y-empresas/la-tesis-ha-pulverizado-el-30-del-sector-industrial_188034_102.html

Clemente, J. et al (2005): “The unemployment structure of the US states”, *The Quarterly Review of Economics and Finance* 45, páginas 848-868.

Coakley, J. et al (2002): “Evaluating the persistence and structuralist theories of unemployment from a nonlinear perspective”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 5, páginas 179-202.

Comisiones obreras (CC.OO) (1984-2010): Informe sobre las reformas laborales en España. https://www.ccoo.cat/pdf_documents/REFORMAS%20%20LABORALES.pdf

Dolado, J.J. “Crecimiento del PIB y el empleo”, *ElPais*, 12 de enero del 2014.
https://elpais.com/economia/2014/01/11/actualidad/1389472783_657936.html

De la Dehesa, G. “Problemas del mercado laboral español”, *El País*, 18 de octubre del 2009. https://elpais.com/diario/2009/10/18/negocio/1255871668_850215.html

Gómez García, F. y Usabiaga Ibáñez, C. (2001): “¿Dónde está situada la NAIRU de la economía española?”, *Boletín Económico de ICE* 2690, páginas 9-17.

Gordon, R.J (1997): “The time-varying NAIRU and its implications for economic policy”, *Journal of Economic Perspectives*, páginas 11-32.

INE (1976-2018): Encuesta de Población Activa.

http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176918&menu=resultados&idp=1254735976595

INE (1996-2017): Sección de prensa, crecimiento del Producto Interior Bruto

http://www.ine.es/prensa/pib_tabla_cne.htm

King, R. et al (1995): “Temporal instability of the unemployment-inflation relationship”, *Economic Perspectives of the Federal Reserve Bank of Chicago*, páginas 2-12.

Laubach, T. (2001): “Measuring the NAIRU: Evidence from seven economies”, *The Review of Economic and Statistics* 83, páginas 218-231.

Layard, R. (1994): “*El paro. Los resultados macroeconómicos y el mercado de trabajo*”, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.

Libre Mercado: “El antes y después del sector inmobiliario tras el pinchazo de la burbuja” 11 de agosto del 2011. <https://www.libremercado.com/2017-08-11/el-antes-y-el-despues-del-sector-inmobiliario-tras-el-pinchazo-de-la-burbuja-1276604158/>

López Letón, S. “La burbuja que embriagó a España”, *El País*, 25 de octubre del 2015. https://elpais.com/economia/2015/10/20/actualidad/1445359564_057964.html

Maté, V. “El sector agrario cierra un año de siniestros, penalizaciones y abandonos”, *El País*, 31 de diciembre del 2001.

https://elpais.com/diario/2001/12/31/economia/1009753215_850215.html

Maté, V. “El sector agrario se recupera pese a los bajos precios”, *El País*, 20 de marzo 2017.

https://elpais.com/economia/2017/03/19/actualidad/1489948967_676187.html

Nieves, V. 'Histéresis: cuando una recesión se convierte en décadas de 'sufrimiento' económico'', *Eleconomista*, 18 de octubre del 2016.

<http://www.eleconomista.es/economia/noticias/7896728/10/16/Histeresis-cuando-una-recesion-se-convierte-en-decadas-sufrimiento-economico-.html>

Page, D. "Todas las crisis de España: de la Edad Media al banco malo", *Expansion*, 5 de Mayo del 2013. <http://www.expansion.com/2013/05/04/economia/1367690914.html>

Papell, D. et al (2000): "The structure of unemployment", *The Review of Economics and Statistics*, páginas 309-315.

Perron, P. (1989): "The great crash, the oil Price shock and the unit root hypothesis", *Econometrica*, páginas 1361-1401.

Ramírez Carrera, D. y Rodríguez, G. (2008): "Estructura de la tasa de desempleo en España por Comunidades Autónomas" (Tesis Doctoral, capítulo 4 resumido). Castilla – La Mancha: Facultad de Derecho y Ciencias Sociales.

Ramírez Carrera, D. y Rodríguez, G (2013): "¿Tiene las reformas laborales en España efectos sobre su tasa de paro de equilibrio?" (Tesis Doctoral) Castilla- La Mancha: Facultad de Derecho y Ciencias Sociales.

Rappoport, P. y Reichlin, L (1989): "Segmented trends and non-stationary time series", *Economic Journal* 99, páginas 168-177

Sánchez de Posada, F. "La crisis económica en la agricultura del mundo", *ElComercio*, 8 de agosto del 2010. <http://www.elcomercio.es/v/20110708/opinionarticulos/crisis-economica-agricultura-mundo-20110708.html>

Staiger, D. (1997): "How precise are estimates of the natural rate of unemployment?" en Romer, C: *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, University of Chicago Press, Chicago, páginas 195-246.

Zivot, E., Andrews, W. K. (1992): "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, páginas 251-270

“Los sectores más castigados por el paro durante la crisis”, *ABC*, 3 de octubre de 2013.
http://www.abc.es/economia/20131003/abci-paro-crisis-sectores-201310022141_1.html#disqus_thread

“¿Qué dicen las reformas laborales de 2010 y 2012 que no ha derogado el *Congreso*?”,
Heraldo de Aragón, 28 de abril de 2016.
<https://www.heraldo.es/noticias/nacional/2016/04/28/que-dicen-las-reformas-laborales-2010-2012-que-derogado-congreso-845450-305.html>