

Participación Laboral y ciclo económico: el caso de la economía griega

by

Daniel Sergio Duarte Valencia

A thesis submitted in conformity with the requirements
for the MSc in Economics, Finance and Computer Science

University of Huelva & International University of Andalusia

uhu.es

un
i Universidad
Internacional
de Andalusia
A

Noviembre 2016

Participación Laboral y ciclo económico: el caso de la economía griega

Daniel Sergio Duarte Valencia

Máster en Economía, Finanzas y Computación

Emilio Congregado

Universidad de Huelva y Universidad Internacional de Andalucía

2016

Abstract

The Greek seasonally adjusted unemployment rate stood at 27,89% in July of 2013, almost 21 percentage points higher than before the crisis in May of 2008. There's no doubt about the role of the deep crisis in the Greek case as a key factor for understanding the strong fall in the demand of labor, but we will all agree that the evolution of the labor force participation rate could be behind this observed evolution. In particular in order to evaluate the exact nature of the developments in the Greek jobless rate we should take into account if labor force participation rate has been influenced by the decisions of participating or not in the labor market, depending on the business cycle phase, i.e. the pro- or countercyclical evolution of the labor force participation rate depending of the labor market situation as the discouraged and added worker hypotheses state. Findings about the predominance of one of these effects during the crisis, can help us to make a better evaluation of the real impact of the last crisis, given that we can check if the existence of an added worker effect or a discouraged effect led a higher or lower unemployment figures. In other words if the evolution of the labor force participation rate accentuated or cushioned the effects of the economic crisis on the Greek unemployment rates. To this end, we investigate how participation rates are affected by business cycle fluctuations by using Greek quarterly data over the period 1998:1-2016:2. Our empirical findings support the idea

that we find evidence for a discouraged worker effect when the unemployment rate is below a threshold and an added worker effect (i.e., increasing participation rates during recessions) when unemployment rates are above a certain threshold. Since the Greek unemployment rate passed this threshold, during the last crisis our results suggest that the added worker effect applies and that, accordingly, the increase in Greek participation rates have been behind the observed growth experienced by unemployment rates.

JEL classification: J22, J64, E24, C32.

Key words: discouraged worker effect, added worker effect, non-linearity, Greece.

Resumen

La tasa de desempleo desestacionalizada griega se situó en 27,89% en julio de 2013, casi 21 puntos porcentuales más que antes de la crisis en mayo de 2008.

Para evaluar la naturaleza exacta de la evolución de la tasa de desempleo griega, debemos tener en cuenta si la tasa de participación en la fuerza laboral ha sido influenciada por las decisiones de participar o no en el mercado de trabajo, es decir la evolución pro- o anti cíclica de la tasa de participación de la fuerza de trabajo en función de la situación del mercado de trabajo.

En otras palabras, si la evolución de la tasa de participación en la fuerza de trabajo acentuó o amortiguó los efectos de la crisis económica sobre las tasas de desempleo en Grecia. Para ello, investigamos cómo las tasas de participación se ven afectadas por las fluctuaciones del ciclo económico utilizando datos trimestrales griegos durante el período 1998: 1-2016: 2. Nuestros hallazgos empíricos apoyan la idea de que encontramos evidencia de un efecto de trabajador desalentado cuando la tasa de desempleo está por debajo de un umbral y un efecto de trabajador adicional cuando las tasas de desempleo están por encima de un umbral.

Tabla de Contenidos

1.- Introducción	p. 1
2.- La relación entre la participación laboral y la evolución del desempleo	p. 3
3.- La literature empírica acerca del comportamiento cíclico de la participación laboral	p. 4
4.- Explorando las relaciones de cointegración	p. 7
5.- Conclusiones	p. 12
Referencias	p. 14
Apéndice	p. 16

Lista de Tablas

Tabla 1 Estimaciones del modelo lineal: VECM entre participación y Empleo

Tabla 2 Contraste de cointegración de umbral: Hansen-Seo tests

Tabla 3 Estimación del modelo VECM con umbral para beta fijo (Hansen-Seo, 2002)

1 Introducción

La evolución de la economía griega ha sido objeto central de atención de analistas y académicos por la concurrencia exacerbada y simultánea de un conjunto de patologías, que la convirtieron en un objeto de estudio especialmente útil para entender las causas y consecuencias de la crisis y el rol que determinadas instituciones –entre ellas las del mercado laboral–, la regulación o el papel del estado tienen como amortiguadores o potenciadores de estas patologías. En especial, las instituciones del mercado laboral griego son un buen ejemplo de cómo estas instituciones pueden profundizar y amplificar los fenómenos negativos asociados a cualquier crisis.

A priori, es posible considerar que la relación entre la evolución del mercado laboral y las decisiones de participación puede estar marcada por hasta dos fenómenos contrapuestos. Por un lado cabe pensar en la prevalencia de la llamada hipótesis del “trabajador añadido”, que sostiene que durante las crisis, y como consecuencia de la pérdida del empleo o de parte de los ingresos del sustentador o sustentadores principales, algunos miembros de la familia que ocupan un rol secundario en el mercado laboral (jóvenes estudiantes o amas de casa) pueden decidir cambiar su decisión de participación en el mercado de trabajo. De esta forma y bajo esta hipótesis, cabría esperar que el crecimiento del desempleo provoque un repunte de la tasa de participación laboral, impulsada por el cambio de decisión de estos trabajadores “marginales”. Por tanto, esta hipótesis sugiere la existencia de una relación positiva entre el desempleo y la participación, es decir un comportamiento anti cíclico de esta última variable. Por su parte, la hipótesis del “efecto desánimo” representa una interpretación opuesta de esta relación: cuando existe un alto desempleo, la llegada de ofertas de empleo asalariado es altamente improbable y muchos desempleados optarán por abandonar la búsqueda hasta que las condiciones mejoren. Además, probablemente, ese efecto será especialmente fuerte entre aquellos que menos probabilidad tienen de encontrar empleo (los colectivos con menor empleabilidad, esto es: jóvenes, desempleados de larga duración, mayores de 45 años, ...). Como resultado, esta hipótesis sugiere la existencia de una relación negativa entre el desempleo y la participación, es decir, un comportamiento pro cíclico.

Convendremos que al provocar efectos opuestos, no es de extrañar que dependiendo de la magnitud de ambos efectos los resultados empíricos hayan sido poco concluyentes, e incluso en ocasiones avalen la inexistencia de tal relación –hipótesis de invarianza– dada su dependencia

del período temporal, de la técnica empleada, o incluso del ámbito espacial. Como resultado sigue existiendo una cierta controversia acerca de la validez de dichas hipótesis, que se traduce en una cierta incapacidad para realizar un adecuado pronóstico e interpretación de la evolución y magnitud del problema del desempleo, que en ciertos momentos se ve atenuado o amplificado por la aparentemente errática evolución de la tasa de participación.

Una de las razones más probables de esta aparente falta de robustez de los resultados previos reside en la falta de adecuación de algunas de las aproximaciones y métodos, que no suelen tener en cuenta algunos aspectos que pueden resultar determinantes en el correcto análisis de relaciones complejas como la descrita. Nos referimos a la necesidad de tener en cuenta las posibles fuentes de asimetrías, que puede generar resultados dispares para diferentes grupo de individuos en función de factores como el género o la edad o la fase del ciclo económico y a intensidad con la que se manifiestan ciertas patologías. En definitiva, una determinada relación caso de existir puede no permanecer inmutable en el tiempo, pudiendo producirse cambios que modifican la naturaleza de la relación y de los cambios en las decisiones de participación. En este sentido ignorar la no linealidad cuando ésta está presente no solo puede ser una fuente de sesgo sino también de mala inferencia.

Justamente es este el interés de este trabajo, con el que tratamos de profundizar en el conocimiento de la relación entre la dinámica macroeconómica y la decisión de participar en el mercado de trabajo, en un intento de comprobar si la tasa de participación griega muestra una relación definida con la evolución de las tasas de empleo/ desempleo, ya sea positiva, como apunta el llamado efecto de “trabajador añadido”, negativa, como postularía el efecto “desánimo”, o incluso nula, tal y como apunta la hipótesis de invarianza.

En este contexto, el objetivo inicial es el de testar la relación entre las tasas agregadas de empleo y participación teniendo en cuenta, de forma explícita la posible falta de linealidad en la relación. Así, la forma más intuitiva de abordar el análisis de esta relación en términos agregados es quizás el de la búsqueda de relaciones a largo plazo o relaciones de cointegración. En particular, y de entre las diferentes aproximaciones seguiremos la aproximación lineal propuesta por Johansen (1988,1991 y 1992) que completaremos con el uso de la aproximación de Hansen y Seo (2002), quienes desarrollan una metodología en la que a través de un modelización del mecanismo de corrección del error se intenta testar si la relación se puede describir mejor a

través de un modelo no lineal de dos regímenes definidos por el valor del error con respecto a la estimación de un umbral.

Nuestros resultados han de servir, al menos, para: i) ayudarnos a realizar una mejor predicción y monitorización de la tasa de desempleo, dada su dependencia de los cambios en la tasa de participación; y ii) entender los efectos del desempleo sobre la decisión de participar y, por tanto, de manera indirecta sobre la propia tasa de desempleo.

El resto del trabajo se estructura en base a cuatro secciones, la primera de las cuales es esta introducción. La segunda sección repasa las principales hipótesis acerca de la relación entre la participación laboral y la evolución del desempleo. El tercer apartado se reserva a la presentación de los principales hallazgos empíricos obtenidos en la literatura previa. La cuarta presenta el marco econométrico y la discusión de resultados. La quinta sección, finalmente, presenta las principales conclusiones y algunas posibles líneas de investigación futuras.

2 La relación entre la participación laboral y la evolución del desempleo

La población inactiva incluye a individuos que se encuentran vinculados tan sólo de manera marginal al mercado de trabajo. Entre estas se encuentran personas que no están trabajando ni buscando activamente empleo, pero que estarían dispuestas a trabajar y que han dejado de buscarlo porque creen que no lo encontrarán –trabajadores desanimados–. Por tanto, lo que caracteriza a este colectivo de individuos es la existencia de un conjunto de circunstancias que lo han llevado a desanimar hasta el punto de abandonar la búsqueda activa de empleo, aún cuando estarían dispuestos a trabajar en cualquier momento. Este colectivo de trabajadores desanimados, incumplen en cierta medida la definición de desempleado al no estar buscando activamente empleo aunque si desean y están dispuestos a trabajar. Así pues, y siguiendo los criterios metodológicos comúnmente aplicados en las Encuestas sobre Fuerzas de Trabajo para definir a los parados –aquellos dispuestos a trabajar, que no tenían un trabajo en la semana de referencia y que se encuentran realizando una búsqueda activa de empleo–, existirá un buen número de personas sin trabajo, pero que se encuentran disponibles para trabajar aunque no buscan empleo porque creen que no lo encontrarán. Estas personas que lo han buscado con anterioridad y han dejado de hacerlo, quedarán clasificados como inactivos, reduciendo el impacto cuantitativo de la tasa de desempleo en un período de crisis, como el de la Gran Recesión.

Convendremos en que, este desánimo puede obedecer tanto a razones de entorno macroeconómico como individuales. Así pues, el considerar que no va a encontrar un empleo dada la falta de éxito que tuvo en el pasado dadas las condiciones del mercado de trabajo, o por considerar que no tiene las características individuales adecuadas, –esto es los *skills*, la experiencia o nivel educativo necesario– o incluso por creer que su edad o alguna de sus características no lo hacen especialmente atractivos para un empleador, serán las causas genéricas que se encontrarán detrás de este tipo de abandonos del proceso de búsqueda.

En este trabajo nos centraremos en el fenómeno desde la perspectiva de las entradas y salidas de la fuerza de trabajo en función de los cambios en las condiciones del mercado de trabajo, fenómeno con especial incidencia para los denominados “trabajadores secundarios”, esto es, un grupo de trabajadores especialmente sensible a las condiciones de entorno, de forma que buscan activamente empleo cuando las condiciones del mercado de trabajo son favorables, pero abandonan la búsqueda cuando prevalecen condiciones desfavorables (Benati 2001).

Así pues, los *efectos desánimo y trabajador añadido* hacen referencia a un comportamiento opuesto en términos de la decisión de participación y de la evolución cíclica de las tasas de participación laboral. En particular a los cambios que en la decisión de participar de algunos miembros del hogar se producen como consecuencia de los cambios de estatus laboral por parte del sustentador(es) principal(es). El fenómeno al que hacemos referencia afecta, principalmente, a mujeres y jóvenes cuyas decisiones de participación cambian en respuesta a los cambios en la situación laboral y/o a la pérdida/ganancia de ingresos por parte del sustentador principal. Así, estos trabajadores secundarios, inicialmente inactivos, pueden decidir cambiar su decisión y participar en respuesta a la pérdida del trabajo o a los recortes salariales del sustentador principal o del conjunto del hogar.

Repasemos, cuáles han sido los principales hallazgos, aproximaciones y análisis sobre estas cuestiones que podemos encontrar en la literatura de carácter empírico acerca de esta evolución cíclica de la tasa de participación laboral.

3 La literatura empírica acerca del comportamiento cíclico de la participación laboral

Una vez presentada las dos hipótesis, repasemos los principales hallazgos obtenidos por la literatura empírica, en clave agregada. En general, la literatura existente proporciona evidencia aparentemente contradictoria acerca de la existencia de ambos efectos. Así, parece que es más probable encontrar la existencia de evidencia a favor del efecto desánimo que de la hipótesis trabajador añadido, aunque convendremos que dejando de un lado los posibles sesgos que las diferentes fuentes de asimetría puedan introducir en los estudios agregados, sólo podemos aspirar a capturar un efecto neto cuando tratamos de chequear la significatividad y signo de la relación entre el desempleo y la tasa de participación. En este sentido, la escasa evidencia a favor del efecto trabajador añadido, puede estar condicionada por la práctica, habitual en la literatura, de ignorar diferentes fuentes de asimetría. Excepciones pueden encontrarse en los trabajos de (Altavilla et al. 2010, Congregado et al., 2011 y Congregado et al., 2014, entre otros). En este sentido, este grupo de trabajos ha explorado la relación entre la tasa de participación y la tasa de desempleo de manera agregada, contrastando si las tasas de participación laboral son pro-cíclicas o anti-cíclicas o incluso si no es posible hallar una relación definida –hipótesis de invarianza–, y estimando a partir de las observaciones individuales, diferentes versiones de modelos de elección discreta o de duración en los que las transiciones que definen estos efectos son explicadas a través de un conjunto de variables individuales y de una serie de variables de entorno macroeconómico, que se usan para capturar la incidencia de estas variables en dichos efectos. En general, los enfoques agregados, de corte macro econométrico, tratan de testar alguna de las tres hipótesis siguientes. En particular, si observamos una reducción en la tasa de participación – efecto desánimo–, cuyo origen fundamental reside en causas asociadas a las características individuales y a la experiencia del sujeto, y no al efecto de las condiciones del mercado laboral, convendremos que deberíamos esperar que la tasa de participación no mostrara ningún tipo de relación con el ciclo económico: es la llamada hipótesis de invarianza. Sin embargo, en principio, si el efecto desánimo se intensifica en las fases más bajas del ciclo económico debido a que el comportamiento está plenamente explicado por la evolución del mercado de trabajo, cabe esperar que la tasa de participación muestre un comportamiento procíclico, esto es, que la participación descienda cuando el desempleo crece.

Desde esta perspectiva agregada, una visión global de la literatura empírica previa parece mostrar una aparente falta de robustez de los resultados, ya que estos muestran cierta sensibilidad a la estrategia empleada, al territorio o territorios considerados, al período de análisis y a que permitamos o no que la relación pueda ser asimétrica.

En cualquier caso, debemos advertir que en cualquier caso, el análisis de la relación entre la tasa de participación y la tasa de empleo (desempleo) o cualquier proxy acerca del ciclo económico sólo puede aspirar a capturar efectos netos, puesto que los posibles efectos contrapuestos de ambos efectos sobre la tasa de participación, especialmente en crisis profundas en las que la aparición simultánea de fuertes efectos desánimo y trabajador añadido puede incluso derivar en que descartemos la existencia de ambos efectos a favor de la hipótesis de invarianza.

Una buena parte de la literatura reciente ha avanzado en la exploración de la asimetría pero desde una perspectiva distinta, con la intención de contrastar si la aparente falta de robustez de los análisis previos puede estar causada por ignorar la posible existencia de no linealidad en la relación. Como bien es sabido, ignorar la no linealidad cuando ésta está presente no sólo puede generar sesgo sino también mala inferencia, de forma que habría que descartar que los resultados puedan estar sesgados por esa estrategia. Así, incorporando otras fuentes de asimetrías entre grupos, todos estos trabajos comparten la incorporación, bajo diferentes estrategias de modelos no lineales, de forma que permitan que en determinados períodos o en regímenes caracterizados por el cumplimiento de una determinada condición, la relación puede presentar comportamientos distintos. Quizás sea el trabajo de Darby et al. (1998) el precursor de esta línea, aunque tan sólo se trate de un intento técnicamente rudimentario de testar la existencia de esta potencial asimetría en la respuesta de las tasas de participación a los shocks positivos y negativos del ciclo económico, proporcionando evidencia del efecto trabajador añadido especialmente para mujeres incluidas en el intervalo de edad entre 45 y 54 años y una especial intensidad en recesiones. Con la misma idea, Altavilla et al (2005) contrastan las hipótesis del efecto desánimo y del trabajador añadido a través del análisis de los residuos de un modelo lineal de corrección del error, que he ampliado a un modelo de Markov multivariante (Markov Switching model), de forma que la posible existencia de efectos asimétricos es capturado al permitir que parámetros que exhiban dependencia con respecto al estado. Desde una perspectiva similar, aunque haciendo uso de una aproximación econométrica alternativa, Congregado, Golpe y van Stel (2011) y Congregado et al (2014), estiman diferentes versiones de un modelo de corrección del error (VECM) en el que el

error es interpretable en términos de la tasa de desempleo. Este modelo es posteriormente ampliado para testar la posibilidad de que el modelo sea no lineal (Hansen-Seo, 2002), de forma que dependiendo del valor tomado por el umbral estimado –la tasa de desempleo–, la relación pueda ser diferente y por tanto que puedan prevalecer diferentes efectos dependiendo del régimen en que se encuentre la economía. Esta es la estrategia seguida en nuestro estudio, que pasamos a repasar en el siguiente apartado.

4 Explorando las relaciones de cointegración

Como advertíamos al comienzo de este trabajo el objetivo es el de testar la robustez y asimetría de la relación entre las tasas agregadas de empleo y participación teniendo en cuenta, de forma explícita la posible falta de linealidad en la relación. Así, la forma más intuitiva de abordar el análisis de esta relación en términos agregados es quizás el de la búsqueda de relaciones a largo plazo o relaciones de cointegración. En particular, y de entre las diferentes aproximaciones seguiremos la aproximación lineal propuesta por Johansen (1988,1991 y 1992) que completaremos con el uso de la aproximación de Hansen y Seo (2002), quienes desarrollan una metodología en la que a través de un modelización del mecanismo de corrección del error se intenta testar si la relación se puede describir mejor a través de un modelo no lineal de dos regímenes definidos por el valor del error con respecto a la estimación de un umbral. Presentemos de forma esquemática esta aproximación como paso previo a la presentación y discusión de resultados.

4.1 La estrategia econométrica

El modelo lineal que tomaremos como punto de partida no es más que un modelo VAR de orden finito del tipo:

$$x_t = c + \sum_{i=1}^k A_i x_{t-i} + e_t \quad (2)$$

donde $x_t = [p_t, e_t]'$ es un vector de variables no estacionarias compuesto por la tasa de participación (p_t) y la tasa de empleo (e_t). A_i es una matriz de parámetros 2×2 , y e_t es un vector de residuos 2×1 . El modelo se puede describir como un modelo de corrección del error, un VECM, del tipo:

$$Dx_t = c + \sum_{i=1}^{k-1} G_i Dx_{t-i} + Px_{t-k} + e_t \quad (3)$$

Donde $\Gamma_i = -\left(I - \sum_{i=1}^{k-1} A_i\right)$ y $\Pi = -\left(I - \sum_{i=1}^k A_i\right)$. La matriz Π podemos descomponerla en

$\Pi = \alpha\beta'$, donde α y β son matrices $n \times r$ en las que están incluidas los coeficientes de ajuste y el vector de cointegración, respectivamente, mientras que, n es el número de variables, y r el número de relaciones de cointegración. Por su parte, el símbolo Δ en la ecuación (3) es el operador diferencias. En este punto deberíamos destacar que tener el modelo en primeras diferencias garantiza que todos los términos son estacionarios, es decir integrados de orden cero.

En este marco, el estudio de las relaciones de cointegración entre la tasa de participación y la evolución de la tasa de empleo de una economía puede representarse como:

$$\begin{bmatrix} Dp_t \\ De_t \end{bmatrix} = G(L) \begin{bmatrix} Dp_{t-i} \\ De_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_p \\ a_e \end{bmatrix} (p_{t-1} - be_{t-1}) + \begin{bmatrix} e_t^p \\ e_t^e \end{bmatrix} \quad (4)$$

donde a_p y a_e miden la velocidad del ajuste de cada una de las variables consideradas con respecto a su valor de largo plazo.

Pero centrémonos en lo más original de esta aproximación y en el porqué de la selección de estas dos variables –participación y tasa de empleo– para explorar la evolución cíclica de la tasa de participación laboral griega. Así, y parafraseando el trabajo de Congregado et al. (2014) eligiendo esta especificación “...the lagged residuals from the cointegrating vector act as an error correction term”. From this perspective, this term, $p_{t-1} - be_{t-1}$, is capturing the extent of disequilibrium with respect to the long-run relation”. En otras palabras, esta especificación, hace que en el caso en el que el parámetro b tomase un valor próximo a uno, y el parámetro fuese significativo, la variable umbral $p_{t-1} - be_{t-1}$ adquiriera un significado económico, una *pseudo* tasa de desempleo, definida como la diferencia entre la tasa de participación y la tasa de empleo. Nótese que aquí que en tal caso si a_p o a_e son estadísticamente significativas podemos afirmar que esa *pseudo* tasa de desempleo presentaría una relación de causalidad a largo plazo con la variable dependiente correspondiente, esto es la tasa de participación o la tasa de empleo.

En cualquier caso, aun obteniendo evidencia en una modelización de tipo lineal, siempre deberíamos explorar si una relación no lineal, por ejemplo variante en el tiempo, puede describir de mejor forma la relación. En otras palabras, siempre deberíamos tener en cuenta la posible existencia de asimetrías en la relación. Para ello, y en este trabajo seguimos la estrategia seguida por Congregado, Golpe y van Stel (2010) y por Congregado et al. (2014). Resumamos brevemente esta aproximación.

En otras palabras, no existe razón para presuponer que la relación entre la tasa de empleo y la de participación deba ser simétrica, esto es lineal. Para tener en cuenta esta posibilidad, también estimaremos un modelo de cointegración con umbral del tipo propuesto por Balke y Fomby (1997). Este modelo permite la posibilidad de un ajuste de tipo no lineal al equilibrio a largo plazo, en respuesta a cualquier tipo de perturbación en el modelo. En concreto, usamos una versión en el marco de un modelo de mecanismo de corrección del error tal y como proponen Hansen and Seo (2002). En este modelo es posible buscar relaciones de cointegración y que exista un efecto de umbral en el término de corrección del error.

De esta forma, el modelo (4) puede ampliarse para convertirlo en un modelo de cointegración de dos regímenes con un umbral de la forma

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} Dp_t \\ De_t \end{bmatrix} &= G(L) \begin{bmatrix} Dp_{t-1} \\ De_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{21} \end{bmatrix} (p_{t-1} - be_{t-1}) + \begin{bmatrix} u_t^p \\ u_t^e \end{bmatrix} \text{ with } (p_{t-1} - be_{t-1}) \leq g \\ \begin{bmatrix} Dp_t \\ De_t \end{bmatrix} &= G'(L) \begin{bmatrix} Dp_{t-1} \\ De_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a'_{11} \\ a'_{21} \end{bmatrix} (p_{t-1} - be_{t-1}) + \begin{bmatrix} v_t^p \\ v_t^e \end{bmatrix} \text{ with } (p_{t-1} - be_{t-1}) > g \end{aligned} \quad (5)$$

donde γ es el parámetro de umbral que delimita el salto entre los dos regímenes.

4.2 Resultados del modelo lineal

Usando el modelo (4) como base, la tabla 1 muestra los resultados de la estimación realizada para el período 1998:1 a 2016:2.¹

Como puede apreciarse en este modelo lineal, sólo la tasa de empleo retardada dos períodos es estadísticamente significativa en la ecuación de participación, mientras que el segundo retardo de la tasa de participación y el primero de la tasa de empleo, son estadísticamente significativos en la ecuación de empleo. En cambio, las estimaciones de a_p y a_e no son estadísticamente significativas en ninguna de las dos ecuaciones. ¿Deberíamos entonces descartar la existencia de un ajuste a largo plazo de estas variables tras sufrir un shock? Como ya hemos avanzado antes la respuesta ha de ser negativa. La no existencia de una relación estadísticamente significativa entre el término de error y las variables dependientes no implica que debamos descartar la existencia de una relación de tipo no lineal. A la estimación de una versión no lineal del modelo dedicamos el siguiente apartado.

Tabla 1. Estimaciones del modelo lineal: VECM entre participación y Empleo

Grecia: 1999:1-2016:2		
	Δp_t	Δe_t
c	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)
Δp_{t-1}	-0.035 (0.146)	-0.207 (0.367)
Δp_{t-2}	0.090 (0.141)	-0.596* (0.355)
Δe_{t-1}	0.029 (0.059)	0.503*** (0.149)
Δe_{t-2}	-0.133** (0.058)	-0.216 (0.146)
α	-0.007 (0.007)	-0.003 (0.020)

¹ Los contrastes de raíces unitarias, de elección del número de retardos y del test de Johansen se reproducen en el apéndice.

4.3 Resultados del modelo no lineal

Los resultados de la subsección anterior apuntan hacia la inexistencia de una relación lineal a largo plazo entre la tasa de participación y la tasa de actividad en el periodo analizado. Sin embargo, no existe ninguna razón a priori que nos lleve a imponer este tipo de comportamiento simétrico en vez de suponer, de manera alternativa que la relación sea variante en el tiempo, es decir, asimétrica temporalmente. Además, suponer que una relación es simétrica cuando no lo es puede ser una fuente de mala especificación e inferencias erróneas.

Usando el modelo (5) como base contrastemos ahora si la dinámica de ambas variables y el ajuste de las mismas hacia sus valores de equilibrio a largo plazo, en respuesta a cualquier tipo de shock son lineales o pueden ser mejor representadas a través de un comportamiento no lineal, definido en función de un umbral. Hansen y Seo (2002) propusieron una batería de estadísticos de la categoría de los multiplicadores de Lagrange (LM) como forma de testar la nula de cointegración lineal (*i.e.*, es decir, sin efecto umbral) frente a la alternativa de cointegración de umbral, tal y como quedó descrita en el modelo de la ecuación (5). Los resultados de este análisis se presentan en la tabla 2. Como se puede observar la hipótesis nula de cointegración lineal es rechazada al 1%.

Tabla 2. Contraste de cointegración de umbral: Hansen-Seo tests

	sup LM ⁰ $\beta = 1$
Test statistic value	27.796
Bootstrap p-values	0.002
Fixed regressor p-values	0.006
Threshold parameter	0.083
Estimate of the cointegrating vector	1

Una vez que se confirma la existencia de una cointegración de umbral, el siguiente paso es el de la estimación del modelo. El parámetro de umbral estimado es $\hat{g} = 0.083$, es decir la pseudo tasa de desempleo que equivale a una tasa real de desempleo del 12.17% si consideramos un β fijo igual a 1.²

² Como ya hemos mencionado antes el parámetro beta puede fijarse o estimarse. De cara a la interpretación el fijar el parámetro a 1 es muy conveniente, dado que de esta forma el término de corrección del error es $p_{t-1} - e_{t-1}$, convirtiéndose así en una tasa de desempleo.

Este umbral define dos regímenes. El primero, que incluye el 67.61% de las observaciones, queda compuesto por aquellos períodos en los que la tasa de desempleo está por debajo de 0.083. Por su parte el segundo régimen, tiene lugar cuando esta tasa de desempleo está por encima del umbral. Este segundo régimen, menos frecuente, sólo incorpora el 32.31% de las observaciones, si bien debemos tener en cuenta que todos los trimestres de los últimos seis años se caracterizan por pertenecer a este régimen –en particular desde 2010:3 a 2016:2–.

Así pues, estimamos un modelo VECM de dos regímenes, cuyos parámetros estimados se recogen en la tabla 3, en la que el término de corrección del error es significativo sólo en el segundo régimen para la ecuación correspondiente a la tasa de empleo. Para la ecuación de participación el coeficiente de ajuste es significativo y negativo cuando la tasa de pseudo-desempleo está por debajo del umbral (régimen 1) lo que supone que produce una presión a la baja de la tasa de participación –un efecto desánimo– para restaurar la tasa de equilibrio a largo plazo, mientras que en el segundo régimen, el definido por las tasas de desempleo superiores al umbral produce una presión al alza sobre la participación –una evidencia de un efecto trabajador añadido–

Tabla 3. Estimación del modelo VECM con umbral para beta fijo (Hansen-Seo, 2002)

Umbral	Régimen 1 ($p_{t-1} - e_{t-1}$) \leq 0.083 $u_t \leq$ 12.17%		Régimen 2 ($p_{t-1} - e_{t-1}$) $>$ 0.083 $u_t >$ 12.17%		
	Variable	Dp_t	Δe_t	Dp_t	Δe_t
	C	0.005*** (0.002)	0.001 (0.006)	-0.005*** (0.002)	-0.028*** (0.006)
	Dp_{t-1}	0.056 (0.126)	0.074 (0.294)	-0.107 (0.190)	-0.982* (0.575)
	Dp_{t-2}	0.300* (0.166)	-0.145 (0.256)	-0.211 (0.263)	-1.246 (0.781)
	Δe_{t-1}	0.137* (0.074)	0.122 (0.137)	0.041 (0.085)	0.497*** (0.180)
	Δe_{t-2}	-0.262*** (0.061)	-0.549 (0.142)	-0.082 (0.070)	-0.100 (0.205)
	α	-0.063* (0.034)	0.005 (0.087)	0.031*** (0.013)	0.167*** (0.038)
	Observations percentage:	67.61 % [1998:2-2010:2]		32.39 % [2010:3-2016:2]	

Notes:

Errores estándar entre paréntesis

*, **, *** implican significatividad estadística al 10%, 5% y 1% respectivamente.

5 Conclusiones

Este trabajo analizó la relación agregada entre la evolución de la participación laboral y la evolución del mercado laboral en la economía griega en las últimas décadas. La inexistencia de una relación de cointegración lineal entre la evolución del empleo y de la participación laboral nos lleva a contrastar si quizás esta relación pueda estar gobernada por un ajuste no lineal. Para ello exploramos un modelo de cointegración con umbral. En efecto, el uso de este modelo nos permite hallar evidencia no sólo de un efecto desánimo cuando la tasa de desempleo no supera un umbral estimado, y evidencia de un efecto trabajador añadido cuando la tasa de desempleo supera este umbral. Desde esta perspectiva y dado que los últimos años han sido años en los que la tasa de paro ha superado el umbral, podemos afirmar que la negativa evolución de la tasa de paro de la economía griega –la mayor de la Eurozona– se ha visto reforzada por esta evolución de la tasa de participación lo que ha de hacernos valorar cuál ha sido la intensidad de la crisis en la economía griega, en la que las decisiones de participación de los trabajadores secundarios ha cambiado en respuesta a los problemas atravesados por muchos hogares.

Convendremos pues en que el análisis de la intensidad de estos efectos e incluso el de su efecto neto sobre la tasa de participación en respuestas a los shocks cíclicos sufridos por el mercado laboral, es una cuestión clave para entender mejor la evolución de la tasa de desempleo e incluso para poder realizar mejores predicciones, ya que su evolución no sólo estará marcada por la caída o alza de las ofertas de empleo, sino también por la evolución de la participación laboral.

De esta forma el predominio del efecto desánimo o del efecto trabajador añadido, amortiguará o exacerbará la evolución de la tasa de desempleo, pudiendo incluso darse la circunstancia de que a lo largo de una misma fase recesiva o expansiva de un ciclo, sea posible detectar ambos comportamientos, tal y como ha pasado en la reciente crisis en algunas economías especialmente afectadas en duración e intensidad por la reciente crisis.

Referencias

- Altavilla, C., Garofalo, A. & Vinci, C.P. (2005). Is the discouraged worker effect time-varying?, *CELPE Discussion Paper 97*, University of Salerno, Italy.
- Balke, N.S. & Fomby, T.B. (1997). Threshold cointegration, *International Economic Review*, 38, 627-45.
- Benati, L., (2001). Some empirical evidence on the ‘discouraged worker’ effect, *Economics Letters* 70 (3), 387-95.
- Congregado, E., Golpe A.A. and Van Stel, A. (2011). Exploring the big jump in the Spanish unemployment rate: Evidence on an ‘added-worker’ effect. *Economic Modelling* 28, 1099-1105.
- Congregado, E., Carmona, M., Golpe A.A. and Van Stel, A. (2014). Unemployment, Gender and Labor Force Participation in Spain: Future Trends in the Labor Market. *R. Journal of Economic Forecasting* 28, 1099-1105.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for Autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49(4), 1057-1072.
- Hansen, B.E. & Seo, B. (2002). Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models, *Journal of Econometrics* 110, 293-318.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2) 231-54.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegrated vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica* 59, 1551-80.
- Ng, S. & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power, *Econometrica* 69, 1529-54.
- Perron, P. & Ng, S. (1996). Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent errors and their local asymptotic properties. *Review of Economic Studies*, 63(3), 435-463.
- Philips, P.C.B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346
- Prieto, J. & Rodríguez C. (2000a). The added worker effect in the Spanish case, *Applied Economics*, 32, pp. 1917-1925.

Prieto, J. & Rodríguez, C. (2000b). Participation of married women in the labour marker and the added worker effect in Europe, *IRISS Working Paper Series*, No. 2000-12.

Apéndice A

Contraste de raíces unitarias

Tabla A1. Contrastes de Ng y Perron^{a,b} para raíces unitarias

I(1) vs. I(0)		Case: $p = 1, \bar{c} = -13.5$		
p	-5.463	-1.617	0.296	16.579
e_t	-3.790	-1.362	0.359	23.841

Notas:

^a Un *, ** y *** representan una significatividad estadística al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

^b El criterio *MAIC* es el usado para elegir el orden del retardo tomado para el autorregresivo, k , tal y como proponen Perron y Ng (1996). Los valores críticos tomados de Ng & Perron (2001), se reproducen en la tabla A2.

Tabla A2. Valores críticos

Variable	Valores críticos		
	Case: $p = 1, \bar{c} = -13.5$		
	10%	5%	1%
$\bar{M}Z_{\alpha}^{GLS}$	-14.2	-17.3	-23.8
$\bar{M}SB_{\alpha}^{GLS}$	0.185	0.168	0.143
$\bar{M}Z_t^{GLS}$	-2.62	-2.91	-3.42
$\bar{M}P_t^{GLS}$	6.67	5.48	4.03

Los resultados de los contrastes de raíces unitarias se presentan en la tabla A1, según los cuales la hipótesis nula de no estacionariedad no se puede rechazar con independencia del contraste utilizado, para cualquiera de las dos series; sin embargo, la existencia de dos raíces unitarias se rechaza al 5%. De todo ello se colige que ambas series son I(1).

Una vez comprobada la no estacionariedad de la tasa de empleo y de aplicamos el contraste de cointegración lineal propuesto por Johansen (1988,1991).

Contrastando el número de retardos

Como bien es sabido, el análisis de cointegración requiere que las variables tengan un retardo común. Para determinar el número de retardos a considerar hacemos uso de los criterios de Akaike (AIC), Schwarz (SC), y Hannan-Quinn (HQ).

Tabla A2 Resultados para la elección de retardos para el VAR, basados en los criterios AIC, SC y HQ

<i>Retardos</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>
1	-16.470	-16.213	-16.368
2	-16.561	-16.175	-16.408
3	-16.904*	-16.391*	-16.700*

Análisis de cointegración lineal

Los resultados obtenidos al aplicar el método de Johansen se reproducen en la tabla A3. Las hipótesis a contrastar de ausencia de cointegración $r=0$ (es decir, $n-r=2$) y de presencia de un vector de cointegración ($r=1$) aparecen en las dos primeras columnas de la tabla. Los autovalores asociados a series I(1) aparecen en la tercera columna, mientras que en la cuarta aparece el estadístico λ_{\max} que sirve para contrastar $r=0$ frente a $r=1$. Los resultados sugieren que la hipótesis de no cointegración ($r=0$) no puede rechazarse al 5%. El estadístico de la traza por su parte λ_{traza} también nos lleva a no rechazar la nula de no cointegración.

Tabla A3 Test de cointegración de Johansen

$H_0: r$	$n-r$	λ	λ_{\max}	λ_{\max} 0.95	λ_{traza}	λ_{traza} 0.95	<i>Lags</i>
0	2	0.050	3.618	14.264	4.730	15.495	2
1	1	0.016	1.112	3.841	1.112	3.841	

*Un asterisco equivale a rechazar la nula al 5%.

Agradecimientos

Agradezco la ayuda brindada por el cuadro de profesores del programa, que siempre estuvieron a mi disposición cuando lo requerí y en especial a los profesores Golpe, Román y Congregado quienes me han brindado su tiempo y comprensión en la elaboración de este trabajo.

También y sin duda, a mis compañeros, que me ayudaron a superar los momentos más difíciles durante el curso en el que las altas exigencias del programa generaron en todos nosotros una presión real. Gracias a todos, sin vuestra ayuda no hubiese llegado.