



Economía: Teoría y práctica

ISSN: 0188-8250

etyp@xanum.uam.mx

Universidad Autónoma Metropolitana

Unidad Iztapalapa

México

Perrotini Hernández, Ignacio; Landa Díaz, Heri Óscar
Crecimiento endógeno y demanda agregada: un análisis de panel de la Unión Monetaria
Europea

Economía: Teoría y práctica, vol. 3, diciembre, 2015, pp. 83-113

Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Iztapalapa

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=281143338005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Crecimiento endógeno y demanda agregada: un análisis de panel de la Unión Monetaria Europea*

Endogenous Growth and Aggregate Demand:
Panel Analysis for European Monetary Union

Ignacio Perrotini Hernández y Heri Óscar Landa Díaz***

*Neither a borrower, nor a lender be;
For loan oft loses both itself and friend,
And borrowing dulls the edge of husbandry.
William Shakespeare, Hamlet.*

RESUMEN

El objetivo principal de este artículo es cuantificar la elasticidad de la tasa natural de crecimiento (g_n) *vis-à-vis* las fluctuaciones de la demanda agregada de las economías que conforman la Unión Monetaria Europea. A tal efecto, se emplea un modelo de errores estándar corregidos para panel aplicado a datos de 18 países de la eurozona para el periodo 1980-2012. Los resultados sugieren que la g_n comporta una elasticidad positiva –si bien distinta para cada país– respecto a la tasa de crecimiento observada del producto en el largo plazo. A la luz de estas estimaciones es posible evaluar los efectos de las políticas de deflación salarial y austeridad fiscal que el BCE, la CE, el FMI y los mercados financieros han implementado en los países europeos que experimentan una crisis de deuda soberana.

Palabras clave: banca central, crecimiento endógeno, euro, modelos de datos de panel, política fiscal, política monetaria.

Clasificación JEL: C23, E52, O40, H62.

ABSTRACT

The paper is mainly aimed at computing the elasticity of the natural growth rate of output (g_n) *vis-à-vis* fluctuations in aggregate demand for both the European Monetary Union as a whole and a sample of 18 Eurozone's countries. Using data for the period 1980-2012, estimates are drawn from a Standard Error Correction Panel model. The g_n is shown to be elastic *vis-à-vis* the actual growth rate of output across the board, albeit elasticity coefficients vary across countries. Our empirical results shed light for assessing the relative merits of the austerity and internal devaluation policies recommended by the ECB, EC, IMF and financial markets to Eurozone crisis-ridden countries.

Keywords: central bank, endogenous growth, Euro, fiscal policy, models with panel data, monetary policy.

JEL classification: C23, E52, O40, H62.

* Fecha de recepción 27/08/2014. Fecha de aprobación: 03/08/2015.

** Profesor de la División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México. Correo electrónico: iph@unam.mx.

*** Posdoctorante de la División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México. Correo electrónico: hold77@hotmail.com.

INTRODUCCIÓN

La eurozona es quizás el proyecto más audaz de la historia humana en cuanto a integración monetaria regional; focalizada en el obsesivo abatimiento de la inflación, atraviesa por una profunda crisis que se ha prolongado casi un lustro. El antídoto contra la crisis empleado hasta ahora ha consistido en una política inspirada en la hipótesis de la austeridad expansiva. En aparente paradoja –suponiendo que no es una deriva de la austeridad fiscal–, la Unión Monetaria Europea (UME) padece una severa recesión: a fines de 2013 el producto interno bruto (PIB) del área del euro era 3% menor al nivel precrisis, y la tasa de desempleo en Grecia (27%), España (27%), Portugal (16%) y Chipre (17%) alcanzó niveles típicos de la Gran Depresión de 1929-1933.

La hipótesis de austeridad expansiva supone que el crecimiento económico es endógeno a la oferta de factores productivos. Por tanto, los ajustes fiscales y salariales diseñados para obtener un superávit fiscal primario congruente con la meta de inflación del banco central deberían estimular el ahorro, la productividad y la reasignación microeconómica eficiente de los factores a manera de dinamizar el crecimiento del producto y el empleo, estabilizando así la deuda pública, la balanza de pagos, las tasas de interés y el tipo de cambio. Sin embargo, la eurozona no lleva trazas de orientarse en esa dirección: la tasa de desempleo agregada actual es 11.5%, i.e., superior en cuatro puntos porcentuales al nivel precrisis de 2007. La cuestión dimanante de este extraño *performance* nos remite a inquirir si, en una economía caracterizada por tasas de interés nominales rayanas en el límite de 0%, creciente desapalancamiento de los hogares, empresas y gobiernos y ostensibles tasas de subutilización del potencial productivo, la tasa de crecimiento natural del producto es endógena *vis-à-vis* la demanda agregada. El escrutinio de la elasticidad del producto *vis-à-vis* la demanda puede contribuir a disipar las aporías atinentes a si la austeridad facilitará las condiciones para la salvación del euro. ¿Es la austeridad la *causa efficiens* que resolverá las postmodernas tragedias griegas de la UME? ¿Existe una relación endógena entre el crecimiento económico de largo plazo y la demanda? Éstas son las cuestiones principales que hilvanan el presente artículo, que se propone analizar el debate reciente sobre el papel de la política de austeridad en la UME, exponer los elementos teórico-metodológicos para estimar la endogeneidad de la tasa natural de crecimiento (g_n), glosar la literatura sobre el estado del arte en esta materia, elaborar un análisis econométrico de la endogeneidad de g_n y formular las conclusiones que se derivan de ello.

I. AUSTERIDAD EN LA EUROZONA

La UME es el resultado de un prolongado proceso histórico que dio origen al euro, con el Tratado de Maastricht de 1992, cuya circulación legal se inició el 1 de enero de 2002. El Pacto de Estabilidad y Crecimiento (PEC), acordado en dicho tratado, estableció límites máximos al déficit fiscal (3% del PIB) y a la deuda pública (60% del PIB) de los países miembros de la UME.

La construcción institucional de la UME se limitó a la creación de “una moneda sin estado” —el euro— y de “un banco central sin gobierno” —el Banco Central Europeo (BCE)—, emblemas ambos de la integración monetaria y, dialécticamente, de la ausencia de integración fiscal, financiera, presupuestaria y política (cf. Piketty, 2014, p. 556). Esta asimetría, resumida en a) pérdida de soberanía monetaria y b) falta de mecanismos monetarios, fiscales y financieros para estabilizar las tasas de interés y las deudas privadas y públicas, es una de las causas de la *gran crisis financiera* que flagela a la eurozona, en particular a Chipre, España, Grecia, Irlanda, Italia y Portugal. Al renunciar a sus propias monedas para adoptar el euro en los términos asimétricos antes descritos, los países miembros de la UME renunciaron también a su capacidad de controlar la moneda en que emiten títulos de deuda privada y soberana. Este lance, aparentemente simple, los volvió vulnerables frente a los avatares de los mercados financieros internacionales: ante la crisis de liquidez y de solvencia de estos países, los mercados financieros reaccionaron incrementando las tasas de interés y los *spreads* sobre los bonos soberanos, dando lugar a situaciones de default: según datos del BCE, la tasa de interés media mensual de los bonos a diez años emitidos por la mayoría de países (no todos) de la UME aumentaron marginalmente entre 2008 y 2011, observándose una reversión a partir 2012. No obstante, destacan Grecia, Portugal, Irlanda, Italia y España cuya tendencia mantuvo un orden distinto al conjunto; por ejemplo, en Grecia, la tasa de dichos bonos aumentó de menos de 6%, en 2008, a un valor máximo de 22.5%, en 2012, revirtiéndose esta dinámica para los años subsiguientes. Este contexto general de la UME es resultado de la profunda crisis bancaria que obligó a los gobiernos de la periferia de la eurozona a rescatar a los bancos privados en virtual quiebra, con lo cual el pasivo bancario absorbido por los gobiernos disparó dramáticamente la razón deuda pública/PIB ($= d$). Entre 2001-2008 y 2012 la razón d de España aumentó de 45.3% a 88.4%, la de Grecia pasó de 103.8% a 161.6% y la de Portugal de 63.6% a 120.6%. Dado que el Tratado de Maastricht permitía al BCE rescatar (*bail out*) a los bancos, pero no a los gobiernos, emergió así la

llamada crisis de deuda soberana de la UME (De Grawe, 2011). Con la excepción de Grecia, la crisis de deuda soberana de la eurozona es consecuencia —no causa— de la crisis bancaria.

Los términos del debate sobre el papel de la austeridad han mutado de consuno con la evolución de la deuda y las coyunturas cíclicas de las economías de la UME. Durante 2008-2009, cuando se iniciaba la crisis, el BCE, la Comisión Europea (CE) y el Fondo Monetario Internacional (FMI) —conocidos coloquialmente como la Troika— concertaron, en binomio con los gobiernos de algunos países bajo rescate financiero, un esquema de consolidación fiscal para evitar una nueva Gran Depresión y proveer liquidez a las instituciones financieras a través de *swaps* de divisas que permitieron a los bancos europeos obtener liquidez en dólares (cf. Corsetti *et al.*, 2010; Lane, 2012; Rendahl, 2012).¹ En una segunda etapa, 2010-2012, el extraordinario incremento de la deuda pública favoreció las posiciones pugnantes por la consolidación fiscal como el método ideal de garantizar la sostenibilidad de la deuda en una eurozona integrada por economías con distintos grados de fragilidad financiera, volatilidad de tasas de interés, tasas de desempleo, desequilibrio fiscal y vulnerabilidad frente a la volatilidad financiera internacional (Christiano *et al.*, 2011; Cafiso *et al.*, 2012).

En la etapa actual, 2012 al presente, prevalece un disenso esquizofrénico en torno de los méritos relativos de la austeridad en un contexto en que las tasas de interés están próximas al límite de 0% y la economía se encuentra deprimida.² Alesina *et al.* (2012) afirman que el efecto de la austeridad fiscal en el producto depende del diseño de los ajustes fiscales: los episodios de consolidación permanentes basados en la disminución del gasto público tienen menores costos reales que los ajustes fiscales temporales (*stop and go*) basados en incrementos de impuestos; éstos se asocian a prolongadas recesiones y aquéllos se asocian a pérdidas de producto más bien nulas. Este resultado, concluyen Alesina *et al.*, es independiente de la política monetaria y del nivel de la tasa de interés. Por tanto, el límite de 0% es irrelevante en su análisis. Rendahl (2012), a su vez, encuentra que la efectividad de la política fiscal aumenta cuando las tasas de interés nominales son bajas y la tasa de desempleo es elevada, como ocurre ahora en la UME: un aumento del gasto del gobierno genera un incremento en la actividad econó-

¹ En esta primera fase, surgió el estudio de Reinhart y Rogoff (2009) que plantea que la tasa de crecimiento del producto se deprime cuando la razón deuda/PIB alcanza el umbral de 90%. Hoy está claro que ese mítico umbral no existe (cf. Herndon *et al.*, 2013).

² En diciembre de 2013 el PIB de la eurozona fue 3% inferior al del primer trimestre de 2008; lo mismo vale para Grecia (12%), Irlanda (8%), Italia (9%), y el desempleo es de dos dígitos.

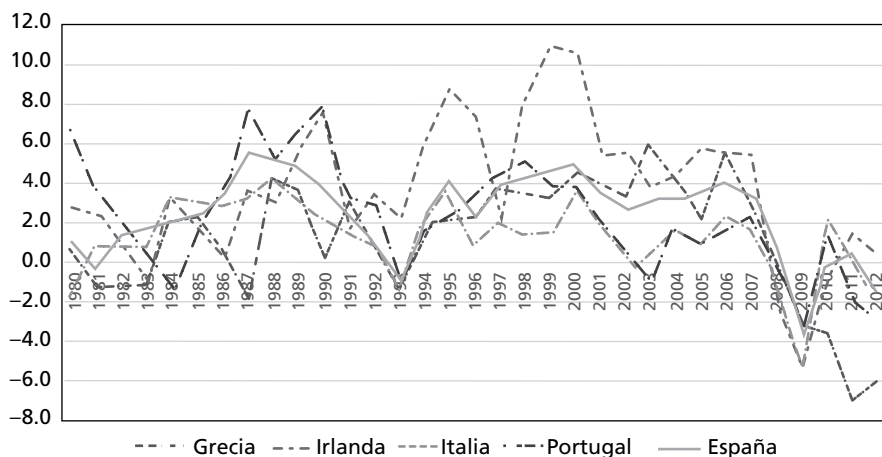
mica a través de un mecanismo de propagación e interacción intertemporal entre demanda y oferta donde el mercado de trabajo acusa histéresis. Dicho autor concluye que una política fiscal expansiva centrada racionalmente en los sectores que exhiben capacidad productiva ociosa tiene un efecto multiplicador igual a 1.5. (Rendahl, 2012, p. 21, *passim*). Baldacci *et al.* (2013), a su vez, analizan 79 episodios de consolidación fiscal en 107 países ocurridos en el periodo 1980-2012; su resultado principal es que la austeridad fiscal contrae la actividad económica cuando el ajuste discrecional del gasto público se realiza en presencia de restricciones de oferta de crédito, situación típica de los periodos poscrisis financiera; la combinación de desapalancamiento bancario, consolidación de deuda pública y trampa de liquidez puede derivar en efectos contraccionistas de la austeridad; y los efectos expansivos de una consolidación fiscal necesitan combinarse con una oferta de crédito elástica. Finalmente, Semmler y Semmler (2013) sostienen que el efecto de la austeridad fiscal sobre la actividad económica depende de la fase específica del ciclo económico en que se ejecuta; normalmente la austeridad es contraccionista en periodos de recesión por oposición a su impacto en fases de expansión. La estabilización de la deuda y la dimensión del multiplicador fiscal dependen críticamente de varios factores como la oferta de crédito, el *spread* de las tasas de interés, la fragilidad del sistema bancario, la posición en balanza de pagos, la demanda interna, las exportaciones, el grado de estabilidad del tipo de cambio y el efecto de la austeridad fiscal en la distribución del ingreso.

En la literatura prevalece una división de puntos de vista acerca de los méritos relativos de la austeridad fiscal y la deflación de salarios. Más allá de los mantras “austeridad expansionista” *versus* “austeridad contraccionista” y concediendo que el estancamiento y las altas tasas de desempleo no son prueba conclusiva de los efectos contraccionistas de la austeridad, la evidencia estadística muestra cómo algunas economías del área del euro permanecen sumergidas en la recesión y el desempleo rampante (gráficas 1 y 2).

La ausencia de políticas anticíclicas y la conducta procíclica de los mercados financieros impusieron la austeridad —como respuesta a los desequilibrios en el balance de pagos y a la crisis financiera— a algunas economías de la UME como España, Grecia o Portugal, las cuales implementaron ajustes severos en sus cuentas públicas. La crisis de competitividad de estas economías y la carencia de una moneda propia anularon la alternativa de las exportaciones netas como fuente de liquidez. Así, dada la pérdida de autonomía monetaria y cambiaria, la Troika ha recurrido a la devaluación interna (deflación de los salarios reales) y

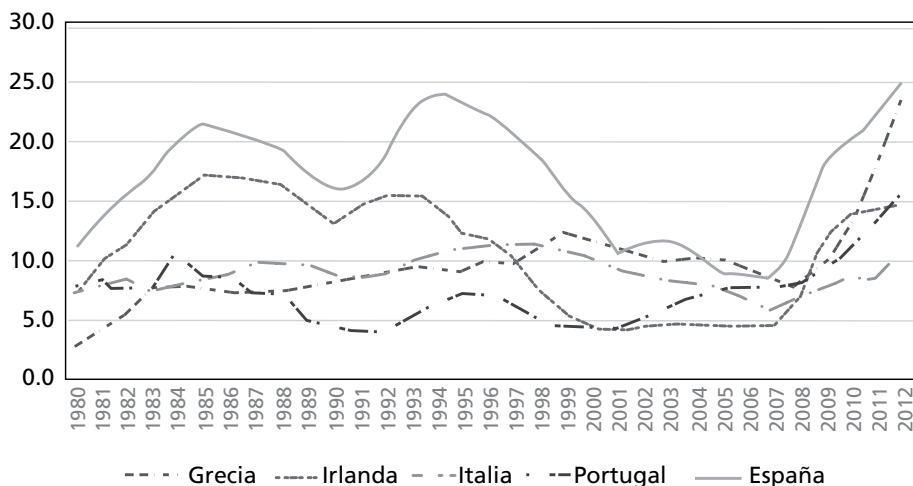
la austeridad fiscal con el objetivo de generar crecientes superávits fiscales primarios con el objeto de combatir la crisis de deuda de los países intervenidos de la eurozona.

Gráfica 1. *Crecimiento económico*
(países seleccionados – variación porcentual del PIB)



Fuente: Fondo Monetario Internacional.

Gráfica 2. *Evolución de la tasa de desempleo*



Fuente: Fondo Monetario Internacional.

En septiembre de 2012 el Consejo Directivo del BCE aprobó el nuevo marco normativo Outright Monetary Transactions (OMT),³ que facilita la adquisición ilimitada de bonos de los gobiernos que satisfacen las reglas fiscales del PEC. Esta nueva política oficial anticrisis permitió la creación de un mercado secundario de los bonos soberanos del área del euro y autorizó al BCE a monetizar la deuda soberana de los países miembros de la UME. El OMT y el “*whatever it takes*” de Mario Draghi suscriben los preceptos de la hipótesis que postula efectos expansivos de la austeridad (Alesina y Perotti, 1995 y 1997). Esto es notable, porque a pesar de que los efectos generales han sido la contracción de la demanda agregada, el incremento drástico del desempleo –sobre todo en España y Grecia– y la recesión productiva, los criterios del Tratado de Maastricht fueron ratificados en forma aún más restrictiva recientemente con las reformas al PEC que introdujeron el European Stability Mechanism (ESM, en vigor desde julio 2013), el Fiscal Compact Treaty y la regla de déficit fiscal estructural máximo no mayor a 0.5% del PIB nominal. Además, la condicionalidad del ESM tiene un sesgo recesivo y procíclico porque para acceder a sus recursos financieros los gobiernos tendrán que observar Cláusulas de Acción Colectiva y aplicar medidas de austeridad fiscal.

La estrategia de ajuste fiscal comprendida en el Fiscal Compact Treaty para que los países en crisis de la UME satisfagan la meta de una razón deuda/PIB no mayor a 60% implica que estos países deberán acumular fenomenales superávits fiscales primarios durante la década 2020-2030: Grecia 7.2%, Italia 6.6%, Portugal 5.9%, Irlanda 5.6% y España 4.0% (Eichengreen y Panizza, 2014, pp. 30). Como afirman Eichengreen y Panizza, la historia muestra que, aunque no es imposible, esto ocurre sólo de manera excepcional, si y sólo si concurren condiciones excepcionales. Y, hasta más ver, por ahora tales condiciones no están presentes en los países europeos en crisis.

II. ENDOGENEIDAD DE LA TASA NATURAL DE CRECIMIENTO ECONÓMICO: ELEMENTOS TEÓRICO-METODOLÓGICOS

El concepto de la existencia de una tasa natural de crecimiento económico (g_n) de una economía capitalista industrial moderna fue expuesto por primera oca-

³ “Within our mandate, the ECB is ready to do whatever it takes to preserve the euro” (“Durante mi mandato, el BCE está preparado para hacer todo lo que sea para preservar el euro”): discurso de Mario Draghi, Presidente del BCE, al anunciar el OMT (<http://www.europa.eu/press/key/date/2012/html/sp120726.en.html>).

sión –al menos formalmente– por Roy Harrod (1939). Este autor definió su g_n como “la máxima tasa de crecimiento posible, dados el incremento de la población, la acumulación de capital, el progreso tecnológico y las preferencias de trabajo y ocio, suponiendo que siempre existe pleno empleo en algún sentido” (Harrod, 1939, p. 30).

En el presente artículo se parte de este concepto, aunque, a diferencia del artículo seminal de Harrod, se supone que en una economía con exceso de capital (subutilización de la capacidad productiva) y de fuerza de trabajo a la Lewis, la g_n es endógena *vis-à-vis* la demanda.⁴ Así, en la hipótesis de subutilización del potencial productivo, la g_n es la tasa de crecimiento de la actividad económica que mantiene constante la tasa de desempleo (Thirlwall, 2003; León-Ledesma y Thirlwall, 2002).

La nueva teoría del crecimiento endógeno enfatiza el papel de los factores de oferta (acumulación de capital humano, progreso técnico e innovación tecnológica, etc.), pero no atribuye ninguna relevancia a la demanda (cf. Romer, 1986; Lucas, 1988; Barro, 1991; Mankiw *et al.* 1992). Sin embargo, la demanda puede y suele ser fuente de variaciones en la productividad y en la oferta de empleo, en particular cuando la economía opera con altos grados de subutilización del capital y el trabajo. En este escenario, si la demanda ejerce alguna presión en la oferta, entonces la incorporación a este modelo de análisis dinámico de la hipótesis de endogeneidad de la tasa natural de crecimiento respecto a la demanda puede arrojar luz para colegir al menos dos cuestiones fundamentales para la UME en crisis: primero, por qué las economías que convergen en una unión monetaria, por el contrario, crecen a tasas diferentes y exhiben tasas de desempleo diferenciales, i.e., *no convergen* (el euro y la política monetaria homogénea son insuficientes para alcanzar lo que Harrod (1939; 1960) denominó tasa de crecimiento óptima). Segundo, el probable efecto de las políticas anticrisis, sean las de austeridad fiscal o las políticas de expansión derivadas de la teoría general de Keynes (1936).

El principal postulado de la hipótesis de endogeneidad de la g_n *vis-à-vis* la demanda consiste en que el producto potencial reacciona ante las fluctuaciones de la tasa de crecimiento observada (g). La contrastación empírica de esta hipó-

⁴ Subutilización del potencial productivo y desempleo “involuntario” son dos hechos estilizados incontrovertibles asociados a la recesión y el estancamiento que experimentan varias economías de la UME. Respecto del supuesto de exogeneidad de la tasa natural de crecimiento en condiciones de pleno empleo del capital y el trabajo también puede consultarse con provecho el clarificador comentario de Harrod (1960, p. 286).

tesis se basa en la *técnica* propuesta por León-Ledesma y Thirlwall (2002), cuyo algoritmo estima la tasa natural en periodos de auge y mide la sensibilidad de la g_n con respecto a g . Específicamente, primero, se supone que la tasa de crecimiento observada del producto, g , es una función lineal de la variación porcentual de la tasa de desempleo, $\Delta\%U$ (Thirlwall, 1979), según se expresa en la siguiente ecuación:

$$g = a_1 - b_1 (\Delta\%U) \quad (1)$$

En esta ecuación la tasa natural de crecimiento, g_n , viene definida por el término constante a_1 , cuando $\Delta\%U = 0$. Así, la tasa natural será aquella que mantiene constante la variación porcentual de la tasa desempleo.

Segundo, habiendo derivado la tasa natural g_n , calculamos la desviación o discrepancia entre la tasa de crecimiento observada (g) y la tasa natural de crecimiento (g_n), con lo que reformulamos la ecuación (1) introduciendo una variable *dummy*, D , que permita diferenciar los periodos en los que g es superior a la tasa natural g_n estimada, esto es:

$$g_t = a_2 + b_2 (D_t) - c_2 (\Delta\%U)_t \quad (2)$$

donde

$$D = \begin{cases} 1 & g_t > g_n \\ 0 & g_t \leq g_n \end{cases}$$

En la ecuación (2), la tasa natural g_n en periodos de expansión se define como $g_n = a_2 + b_2$. Si la variable ficticia es estadísticamente significativa y $a_2 + b_2 > a_1$, entonces la tasa de crecimiento observada g ejerce un efecto de atracción incorporando más unidades de trabajo al mercado laboral e incrementa la productividad (el aumento de la productividad es endógeno al crecimiento del producto y a la acumulación de capital (cf. Kaldor, 1957). Esto significa que, si el crecimiento de los insumos⁵ y de la productividad⁶ son elásticos a las variaciones del

⁵ Este efecto de la demanda agregada sobre la oferta laboral resulta de los cambios en las decisiones de los trabajadores potenciales, las tasas de participación en la fuerza laboral, las horas-trabajo y los patrones de migración.

⁶ Efecto de la demanda agregada sobre la productividad. La expansión (contracción) de la demanda agregada afecta las decisiones de inversión de las empresas, incidiendo de esta forma en el ritmo de acumulación de capital. Consecuentemente, dependiendo del grado en que el progreso

producto, las diferencias en las tasas de crecimiento económico entre países se explican con base en las restricciones que imponen las fluctuaciones de la demanda agregada (León-Ledesma y Thirlwall, 2002). Así, b_2 representa el aumento correspondiente de la tasa natural durante los periodos de auge como resultado de las variaciones de la demanda agregada.

La denominada Ley de Thirlwall propone (Thirlwall, 1979) que en el largo plazo la expansión de una economía está restringida por el equilibrio de la cuenta corriente de la balanza de pagos, la cual dependerá de la dinámica del ingreso mundial y del cociente de la elasticidad-ingreso de las funciones de comercio. El resultado general en torno a esta hipótesis es que, en el largo plazo, la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de la balanza de pagos (g_B) está determinada por la demanda, donde el sector externo (exportaciones) constituye el factor dinamizante de la demanda agregada. En este marco, los flujos comerciales están determinados por la competitividad productiva, ya que el modelo asume que en el largo plazo los precios relativos son constantes (Perrotini, 2002; Pacheco, 2009; Lanzafame, 2013).

Sobre la base de esta conjetura, crecimiento endógeno a la demanda, León-Ledesma y Thirlwall (2002) establecen que la tasa natural de crecimiento (g_n) se desplaza en forma procíclica con los cambios en la tasa de crecimiento observada (g_t) y las fluctuaciones de la demanda agregada, en la medida que el incremento de la productividad y el producto se ajustan endógenamente a su trayectoria de largo plazo.

Efectivamente, si la tasa de crecimiento observada tiende hacia la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de la balanza de pagos y la tasa natural es endógena a la primera, entonces se espera, en el largo plazo, la convergencia de g_B hacia g_n (equilibrio estable). En este sentido, las discrepancias entre ambas tasas implicarían una sobreutilización de la capacidad instalada si $g_B > g_n$, o una subutilización de la capacidad instalada si $g_B < g_n$. La contracción de estas diferencias estaría determinada por los cambios en las elasticidades-ingreso del comercio, las cuales son endógenas al grado de utilización de la capacidad instalada y ésta al crecimiento de la productividad. De esta manera, las variaciones de la tasa de crecimiento de la productividad constituirían el mecanismo de ajuste (Lanzafame, 2013).

técnico se encuentre incorporado en el capital, la demanda afecta a la tecnología, así como por la acumulación de capacidades de absorción (aprendizaje en la práctica) y la presencia de los rendimientos de escala estáticos y dinámicos.

Se debe acotar que *no* es meta de esta investigación analizar la relación empírica entre g_B y g_n . Como se ha mencionado antes, el objetivo es el escrutinio de *la endogeneidad de g_n respecto a la demanda* en un conjunto de economías que tienen una moneda común y, en consecuencia, una política monetaria unificada.

III. REVISIÓN DEL ESTADO DEL ARTE

En este apartado se presenta una revisión de la literatura empírica que ha estudiado la endogeneidad de la tasa natural de crecimiento (g_n) *vis-à-vis* la demanda. En general, estos estudios condicen en que, en el largo plazo, la tasa natural de crecimiento se ajusta a la tasa de crecimiento del producto observada (g), lo cual es interpretado como evidencia de que en tal caso el crecimiento económico es conducido por la demanda (cf. León-Ledesma y Thirlwall, 2002; Perrotini y Tlatempa, 2003; Vogel, 2009; Libanio, 2009; Acikgoz y Mert, 2010; Lanzafame, 2010; Dray y Thirlwall, 2011; Oreiro, *et al.*, 2012; Molerés y Perrotini, 2013; Lanzafame, 2013).

León-Ledesma y Thirlwall (2002) contrastan la hipótesis de endogeneidad de la tasa natural, durante el periodo 1961-1995, para 15 países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE): Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Francia, Alemania, Grecia, Italia, Japón, Holanda, Noruega, España, Reino Unido y Estados Unidos. Emplean mínimos cuadrados ordinarios y mínimos cuadrados generalizados (procedimiento de Cochrane-Orcutt) como métodos de regresión. En su estudio, encuentran que la tasa natural promedio aumenta 1.8% durante la fase de expansión económica, equivalente a una elasticidad del 51.7%. A nivel de país, la prueba de endogeneidad resulta estadísticamente significativa en todos los casos, se comprueba que la g_n aumenta durante los periodos de auge y decrece durante las etapas de recesión. Asimismo, hallan que la g_n es altamente elástica en Grecia (70.1%), Italia (76.8%) y Japón (90.9%). León-Ledesma y Thirlwall prueban la dirección de causalidad entre producto e insumos. Casi en todos los casos la evidencia sugiere causalidad bidireccional, excepto en Australia y Dinamarca que reportan causalidad unidireccional del producto a los insumos. Con estos resultados, los autores infieren que el proceso de crecimiento y las diferencias internacionales de las tasas de crecimiento sólo pueden entenderse adecuadamente en términos de las fortalezas y limitaciones de la demanda (León-Ledesma y Thirlwall, 2002).

En un estudio para América del Norte, Perrotini y Tlatelpa (2003), siguiendo el algoritmo de León-Ledesma y Thirlwall (2002), prueban empíricamente la endogeneidad de g_n . Este estudio presenta estimaciones para México, Canadá y Estados Unidos durante el periodo 1970-2000. En los tres casos hallan evidencia de una relación inversa entre crecimiento y desempleo, así como de la relevancia estadística de la prueba de endogeneidad. Las estimaciones, además, encuentran que en las etapas de expansión la g_n comporta mayor sensibilidad respecto a las fluctuaciones de la tasa de crecimiento observada, y es mayor en el caso de México (75%) en comparación con la elasticidad mostrada por Estados Unidos (31%) y Canadá (17%). Con base en estos resultados, infieren que la g_n se desplaza con la evolución cíclica de la economía, lo que refleja la reacción endógena de la tasa natural respecto a las fluctuaciones de la demanda efectiva. En otras palabras, la fuerza de trabajo y la productividad reaccionan elásticamente a las fluctuaciones de la tasa de crecimiento observada y de la demanda agregada. Asimismo, comentan que en las economías con amplios excedentes de mano de obra y fluctuaciones significativas de la tasa de desempleo, la g_n exhibirá una mayor elasticidad con respecto a las variaciones cíclicas de la tasa de crecimiento observada.

Libanio (2009), a su vez, contrasta la sensibilidad de la tasa natural para diez países de América Latina (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, México, Perú, Uruguay y Venezuela) durante el periodo 1980-2004. Libanio emplea mínimos cuadrados ordinarios como método de regresión; sus estimaciones confirman, para el conjunto de Latinoamérica, una notable sensibilidad de la g_n , equivalente a 73%.

También encuentra que la elasticidad de la g_n es mayor en Argentina (177.1%) y Uruguay (188.9%), mientras que Colombia (30.4%) registra la elasticidad más baja entre los países de la muestra. Libanio concluye que la g_n es endógena y, por lo tanto, su tendencia de largo plazo responde a las fluctuaciones de la demanda agregada; realiza pruebas de raíz unitaria para panel durante el periodo 1970-2004. Además, encuentra que el PIB de la región sigue un proceso no estacionario, a partir de lo cual concluye que los choques en la producción, tanto de oferta como de demanda, producen efectos persistentes sobre la economía (Libanio, 2009).

En otro estudio, también para América Latina, Vogel (2009) analiza la hipótesis de endogeneidad para 11 países de la región (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Costa Rica, Colombia, México, Nicaragua, Paraguay, Perú y Venezuela)

durante el periodo 1986-2003⁷. Vogel realiza la prueba de hipótesis según el método SUR (*seemingly unrelated regressions*) y encuentra que para la región en su conjunto, durante los periodos de expansión, la g_n aumenta en promedio 2.3%, lo que representa una elasticidad media de 64.1%. Además, halla un incremento porcentual notable de la g_n en Argentina (137.6%) y Venezuela (159.6%), mientras que Chile (29.3%) registra la elasticidad más baja de la muestra. Vogel concluye que la g_n reacciona sensiblemente al aumento de la tasa de crecimiento observada, determinada por la aceleración de la demanda durante los periodos de auge. A diferencia del estudio de Libanio (2009), realiza pruebas de causalidad para Brasil, Colombia, México y Perú. Sus resultados revelan causalidad unidireccional del crecimiento del PIB al crecimiento de los insumos en Colombia, México y Perú; mientras que Brasil reportó causalidad bidireccional.

En otro trabajo, dedicado a Turquía, Acikgoz y Mert (2010) examinan la sensibilidad de la g_n durante 1980-2008; usan mínimos cuadrados ordinarios. Sus estimaciones⁸ indican que durante los periodos de auge la g_n es mayor que durante las fases normales del ciclo económico en aproximadamente 35.6%. Con esto, los autores confirman la endogeneidad de la g_n en el caso de la economía turca, lo que interpretan como evidencia a favor de la conjetura de que el crecimiento económico está restringido por la demanda. De igual forma, Acikgoz y Mert realizan pruebas de causalidad entre el producto y los factores productivos; sus resultados no muestran evidencia de que el crecimiento del PIB cause en sentido Granger las variaciones de la fuerza laboral o del acervo de capital, lo cual sugiere que las variaciones de la mano de obra o de la productividad laboral no constituyen la razón de la endogeneidad de la tasa natural para el caso de Turquía (Acikgoz y Mert, 2010).

Con datos de 20 regiones de Italia para el periodo 1977-2003, Lanzaflame (2010) examina el grado y sentido de endogeneidad del crecimiento económico de las regiones de la península italiana. Lanzaflame emplea mínimos cuadrados con variables ficticias (panel de efectos fijos). En promedio, encuentra que durante los ciclos de auge la g_n aumenta cerca de 42%, lo que implica un cambio aproximado de 1.5% entre el ciclo económico en extenso y el periodo de expansión económica de Italia. A nivel de regiones individuales, durante la etapa normal del ciclo econó-

⁷ En el caso de Colombia, el periodo de estudio es 1979-2004, y en el de Bolivia es de 1990 a 2003.

⁸ A diferencia de estudios previos, los autores agregan una variable *dummy* que captura los periodos de crecimiento negativo en Turquía (1994, 1999 y 2001), durante los cuales la tasa natural decrece en promedio 7.7%.

mico la g_n oscila en un rango entre 3.1% (Valle d'Aosta) y 4.1% (Veneto), convergiendo en las fases de expansión económica en niveles comprendidos entre 4.5% (Basilicata) y 5.7% (Veneto), lo que determina una desviación de la tasa natural entre 31.5% y 52.9%. Con base en estos resultados, Lanzafame afirma que bajo ciertas condiciones la g_n es endógena en el caso italiano.

En un trabajo sobre Asia, Dray y Thirlwall (2011) examinan si el crecimiento de la demanda, particularmente el de las exportaciones, ha conducido el rápido crecimiento de algunos países de la región. El trabajo presenta estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios y por el método de Cochrane–Orcutt para diez países de Asia (China, Hong Kong, Japón, Filipinas, Singapur, Corea del Sur, Sri Lanka, Taiwán y Tailandia) entre 1982 y 2007.⁹ Según estas estimaciones para el conjunto de la muestra, exceptuando a Filipinas, la g_n aumenta en promedio 30.1% durante la etapa de expansión económica; se incrementa 10.7% en el caso de Singapur y 66.2% en el de Japón. Esto sugiere que el proceso de crecimiento y las diferencias de las tasas de crecimiento entre países sólo pueden entenderse adecuadamente en términos del dinamismo de la demanda. No obstante, en estos cálculos de la g_n , siete economías asiáticas muestran una elasticidad limitada, por debajo de la media. En este sentido, los autores sostienen que a mayor dinamismo de la tasa de crecimiento observada, menor es la posibilidad de aumento de la g_n , debido a la menor elasticidad de la oferta laboral y del crecimiento de la productividad (Dray y Thirlwall, 2011).

Oreiro *et al.* (2012) utilizan datos trimestrales del periodo 1980-2002 para probar la influencia de la demanda en el crecimiento económico de Brasil. En el análisis emplean mínimos cuadrados ordinarios y la estimación de Prais-Winsten (transformación de Cochrane-Orcutt) como métodos de regresión. Sus resultados muestran que en épocas de auge económico la g_n fluctúa en un intervalo de entre 5.2% y 8.0%, mientras que a través del ciclo económico *in extenso* la tasa anualizada se sitúa alrededor del 2.4%. Lo que genera una elasticidad entre 120% y 240%, es decir, un aumento de la g_n en un rango de 2.8 y 5.7 puntos porcentuales como respuesta al desplazamiento de la tasa de crecimiento observada. Los autores concluyen que en el caso brasileño la g_n es una variable endógena y, por consiguiente, puede verse afectada por las condiciones de la demanda imperantes en la economía. En otras palabras, que el proceso de crecimiento económico del Brasil no está restringido por la oferta, sino por la demanda.

⁹ Con excepción de Sri Lanka y Japón, cuyos periodos son 1991-2005 y 1961-2007, respectivamente.

Mediante regresiones móviles, Molerés y Perrotini (2013) examinan la elasticidad de la g_n con respecto a las fluctuaciones de la demanda agregada en el caso de las economías del tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). El estudio presenta estimaciones de México, Canadá y Estados Unidos durante el periodo 1971-2011. Los resultados confirman el aumento de la g_n en las fases de auge económico en las tres economías, siendo el caso de México el más notable al registrar una elasticidad superior a 55%. La evidencia empírica obtenida demuestra que la fuerza de trabajo y la productividad reaccionan positivamente a los cambios de la demanda, por consiguiente la g_n es endógena a la demanda.

En una réplica al trabajo de León-Ledesma y Thirlwall (2002), con base en un modelo panel de efectos fijos, Lanzafame (2013) presenta nueva evidencia de la endogeneidad de la g_n para 22 países de la OCDE durante el periodo 1960-2010. Según sus estimaciones, durante la fase de auge económico la g_n aumenta alrededor de 49.5% en los países de la muestra, equivalente a una desviación aproximada de la g_n de 1.5% con respecto al comportamiento de la g_n en el ciclo económico *in extenso*. Lanzafame concluye que la g_n es endógena a las fluctuaciones de la demanda. Además, contrasta empíricamente la equivalencia entre la tasa de crecimiento económico restringida por el equilibrio de la balanza de pagos (y_B) y la tasa natural de crecimiento (que denota como y_N), y realiza pruebas de causalidad entre ambas. Sus resultados sugieren que en el largo plazo y_B converge hacia y_N , y que existe causalidad unidireccional de y_B a y_N . Esta dinámica refuerza la idea de que en el largo plazo la tasa de crecimiento está determinada por la demanda y restringida por la balanza de pagos (Lanzafame, 2013).

En la literatura revisada, el común denominador es el algoritmo de León-Ledesma y Thirlwall (2002), utilizado como plataforma metodológica en el contraste de hipótesis. En general, predomina el análisis a nivel de país con base en información de series de tiempo, cuyo principal resultado muestra que la g_n está restringida por las fluctuaciones de la demanda. Debe anotarse que la tesis de endogeneidad a nivel de región o bloque económico usualmente se lleva a cabo mediante el uso de promedios aritméticos (León-Ledesma y Thirlwall, 2002; Libanio, 2009; Vogel, 2009; Dray y Thirlwall, 2010; Lanzafame, 2010), procedimiento que restringe la eficiencia de las deducciones establecidas.

La aportación particular del presente artículo es dual. Primero, estriba en que se emplea un enfoque de datos panel como sistema de contraste con el doble propósito de robustecer la estimación empírica en la dimensión regional, por una parte, y de minimizar las dificultades relacionadas con la longitud de las series

temporales, por otra. Segundo –y más importante aún–, en este trabajo se analiza por primera vez el caso de un panel de países que comparten la misma moneda, la misma política monetaria y un banco central.

IV. ANÁLISIS ECONÓMETRICO: ¿ES ENDÓGENA LA TASA NATURAL DE CRECIMIENTO DE LA UME?

1. Especificación y datos

El análisis empírico de la hipótesis fue realizado en dos niveles: a nivel del grupo de países que conforman la UME y a nivel de países individuales. En el análisis de grupo se usó un modelo panel que comprende información de 18 países del Eurosistema¹⁰ para el periodo 1980-2012. Las estimaciones las realizamos con base en las ecuaciones (3) y (4):

$$g_{it} = \beta_{i0} + \beta_1 (\Delta\%U)_{it} + \epsilon_{it} \quad (3)$$

$$g_{it} = \delta_{i0} + \delta_1 D_i - \delta_2 (\Delta\%U)_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

donde g_{it} representa la tasa de crecimiento observada del país i en el periodo t , mientras que $(\Delta\%U)_{it}$ denota la variación porcentual de la tasa de desempleo del país i en el periodo t y D_i es una variable dicotómica que toma valor de 1 cuando $g_{it} > g_{in}$ y 0 en otros casos.

En principio, se verificó la especificación panel, de efectos fijos o efectos aleatorios, más adecuada según el conjunto de datos mediante el contraste de Hausman. Los resultados del estadístico sugieren el uso de una especificación panel de efectos fijos en ambos sistemas. Cada modelo fue estimado de acuerdo con el método de mínimos cuadrados ordinarios, cuyos estimadores fueron consistentes pero ineficientes debido a problemas persistentes de heteroscedasticidad, autocorrelación y correlación contemporánea (véase anexo A.1).

En consecuencia, para obtener estimadores consistentes y eficientes se implementó el método de *errores estándar corregidos para panel* con el fin de asegurar que los errores sean independientes e idénticamente distribuidos entre

¹⁰ Autoridad monetaria de la eurozona. Los países abarcados en el estudio son: Alemania, Austria, Bélgica, Chipre, Eslovaquia, Eslovenia, España, Estonia, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Letonia, Luxemburgo, Malta, Países Bajos y Portugal.

sí (véase anexos A.3). Finalmente, se aplicaron pruebas de raíz unitaria a los residuos de cada sistema evaluado, las cuales muestran que las estimaciones producen términos de error (véase anexo A.4). En el caso del examen a nivel de país individual¹¹, se realizó el análisis de regresión para el periodo 1980-2012 con base en los modelos (5) y (6):

$$g_t = \beta_0 + \beta_1 (\Delta\%U)_t + \epsilon_t \quad (5)$$

$$g_t = \delta_0 + \delta_1 D - \delta_2 (\Delta\%U)_t \quad (6)$$

donde g_t representa la tasa de crecimiento observada durante el periodo t , $(\Delta\%U)_t$ es la variación porcentual de la tasa de desempleo en el periodo t y es una variable dicotómica que toma valor de 1 cuando $g_t > g_n$ y 0 en otros casos.

El cálculo empírico de la tasa natural constituye una estimación media de ésta en los regímenes de auge y recesión, quedando signadas las diferencias entre la tasa natural y la tasa observada a las fluctuaciones de la fuerza laboral y la productividad.

Por procedimiento, primero, se determinó el orden de integración de las series de cada sistema. En segundo lugar, se verificó la presencia de problemas de autocorrelación serial y heteroscedasticidad en las estimaciones. La evidencia revela, según las pruebas de Breusch-Pragan/Cook-Weisberg y LM de Breusch-Godfrey, problemas de autocorrelación serial y/o heteroscedasticidad en algunas regresiones (véase anexo A.2), por lo cual reestimamos los sistemas con base en los métodos de Prais-Winsten (transformación de Cochrane-Orcutt) y Newey-West¹² (véase anexo A.3).

En ambos niveles del análisis (grupo y país individual) se espera que $\delta_0 + \delta_1 > \beta_0$ y $\beta_1 : \delta_2 < 0$. El análisis de panel recopila información sobre el Producto Interno Bruto y la tasa de desempleo de los 18 países miembros de la UME seleccionados para el periodo 1980-2012. En el estudio empírico excluimos a Estonia, Malta, República Eslovaca, Eslovenia y Letonia debido a que la información disponible para estos países abarca un arco temporal más reducido, de 1993 a

¹¹ Las estimaciones se verificaron para Alemania, Austria, Bélgica, España, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Holanda, Luxemburgo y Portugal.

¹² El método Prais-Winsten supone que los errores siguen un proceso autorregresivo de primer orden (autocorrelación), mientras que el método Newey-West produce errores estándar consistentes para mínimos cuadrados ordinarios cuando hay presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad.

2012. Los datos proceden del World Economic Outlook Database del Fondo Monetario Internacional y del Economic Outlook de la OCDE.¹³

2. Resultados econométricos

El cuadro 1 integra los resultados econométricos de la prueba de endogeneidad de la tasa natural de crecimiento. La primera columna recoge las estimaciones de la tasa natural a partir de las ecuaciones (3) y (5) y la segunda columna, el valor de la tasa natural durante los periodos de auge, resultante de (4) y (6). Las columnas tercera y cuarta muestran la elasticidad de la tasa natural de crecimiento.

Cuadro 1. *Sensibilidad de la tasa natural de crecimiento vis-à-vis la tasa de crecimiento observada (UME y países seleccionados), 1980-2012*

| Región/país | Tasa natural (ecuación de Thirlwall) | Tasa natural (auge) | Elasticidad de g_n (diferencia absoluta) | Elasticidad de g_n ($\Delta\%$) |
|-------------------------|--|------------------------|--|---|
| UME ^{/a} | 2.82 | 4.46 | 1.64 | 58.2 |
| Austria | 2.18 | 3.06 | 0.88 | 40.4 |
| Bélgica | 1.80 | 2.75 | 0.95 | 52.8 |
| Finlandia ^{/c} | 2.48 | 3.00 | 0.52 | 21.0 |
| Francia ^{/b} | 1.88 | 2.66 | 0.78 | 41.5 |
| Alemania | 1.87 | 3.32 | 1.45 | 77.5 |
| Grecia ^{/b} | 1.97 | 3.46 | 1.49 | 75.6 |
| Irlanda | 4.14 | 5.84 | 1.70 | 41.1 |
| Italia ^{/c} | 1.43 | 2.43* | 1.00 | 69.9 |
| Luxemburgo | 5.13 | 7.19 | 2.06 | 40.2 |
| Holanda | 2.25 | 3.10 | 0.85 | 37.8 |
| Portugal | 2.49 | 3.94 | 1.45 | 58.2 |
| España | 2.77 | 3.40 | 0.63 | 22.7 |

Fuente: Estimaciones de los autores con base en información del Fondo Monetario Internacional.

^{a/} Modelo panel de efectos fijos estimado con errores estándar corregidos para panel.

^{b/} Estimador Prais-Winsten (método de Cochrane-Orcutt). Mínimos cuadrados generalizados.

^{c/} Regresión basada en el método Newey-West.

* Carece de significancia estadística.

¹³ Los datos hasta 1990 se refieren a la federación alemana solamente (Alemania Occidental). Los datos de 1991 se refieren a Alemania, tras la adhesión de la República Democrática de Alemania a la entonces República Federal de Alemania.

En todas las estimaciones se comprueba que la tasa natural g_n aumenta durante los periodos de auge y decrece durante las etapas de recesión; se comprueba asimismo la relación negativa entre la tasa de crecimiento del producto y la variación de la tasa de desempleo. En general, las pruebas de significación conjunta e individual sugieren que las variables de cada sistema son estadísticamente diferentes de cero, con un nivel de confianza de 95%; y los modelos producen términos de error (véase anexos A.3 y A.4).

De acuerdo con los resultados, la tasa natural de crecimiento, g , en la UME aumenta alrededor de 1.6% cuando $g_t > g_n$, equivalente a una elasticidad de 58.2%, lo que significa que el Eurosistema experimenta una transición de su tasa potencial de crecimiento de 2.8% durante las fases normales del ciclo económico a sendas de 4.4% durante las fases de expansión económica.

Dados estos resultados, es posible inferir, en el caso de la eurozona, que la tasa natural de crecimiento es elástica respecto a los movimientos de la tasa de crecimiento observada del producto en largo plazo, toda vez que la oferta laboral y la productividad reaccionan elásticamente ante la variación del producto y la demanda agregada. Por otro lado, las estimaciones a nivel de país muestran que durante el ciclo económico normal la tasa anualizada varía en un rango entre 1.8% (Bélgica) y 5.1% (Luxemburgo), y en épocas de auge económico se desplaza en un rango comprendido entre 2.7% (Francia) y 7.2% (Luxemburgo). La prueba de sensibilidad o elasticidad sugiere una desviación (aumento) de la tasa natural g_n entre 21.0% y 77.5%, cuando la tasa de crecimiento observada excede a la tasa potencial. Las estimaciones muestran que Alemania (77.5%), Grecia (75.6%) y Portugal (70.0%) mantienen una elevada elasticidad, superior al grupo de países que conforman la UME (58.2%), mientras que Finlandia (21.0%), Holanda (37.8%) y España (22.7%) revelaron una menor sensibilidad de sus respectivas g_n . Menor elasticidad de g_n , ciertamente, no significa que en estos países la demanda ejerza un efecto nulo en el crecimiento del producto, menos aún deberá interpretarse que la austeridad fiscal y la deflación de los salarios reales necesariamente expandirán el mercado de trabajo y la productividad en el largo plazo.

En suma, según se infiere del escrutinio empírico, la tasa natural de crecimiento g_n se desplaza en forma procíclica con los cambios en la tasa de crecimiento observada g y con las fluctuaciones de la demanda agregada, una especie de Ley de Say invertida: dada la elasticidad de la oferta, la demanda crea su propia oferta de factores en la medida que el incremento de la productividad y el producto se ajustan endógenamente a su trayectoria de largo plazo.

CONCLUSIONES

En este artículo se ha cuantificado la elasticidad de la tasa natural de crecimiento *vis-à-vis* las fluctuaciones de la demanda agregada de las economías de la UME. La evidencia empírica considerada sugiere que la g_n responde en forma procíclica frente a los cambios en la tasa de crecimiento observada del producto en el largo plazo. Estos resultados son consistentes con los que han obtenido estudios realizados por economistas del Fondo Monetario Internacional y otros analistas académicos que han estimado el multiplicador del ingreso de una amplia muestra de países, tanto los de la OCDE, como la mayoría de las economías que forman parte de la UME y, por supuesto, las economías de la periferia de la eurozona hoy en crisis (Corsetti *et al.*, 2012; Fazzari *et al.*, 2012; Getcher y Mentges, 2013).

En varios de esos estudios se concluye que las políticas anticrisis de consolidación fiscal suelen tener efectos recesivos, que el multiplicador fiscal es significativo sobre todo cuando se controla por los movimientos de los mercados de activos y de crédito y la economía se encuentra en recesión y/o en una situación de trampa de liquidez (Semmler y Getchert y Mentges, 2013; Semmler y Semmler, 2014). En esta investigación se halló que en las economías de la eurozona la tasa natural de crecimiento g_n se expande en los periodos de auge y se contrae durante las etapas de recesión; y entre el producto y el empleo también existe una relación procíclica.

Esto no es una buena noticia para la Troika y los mercados financieros, quienes han auspiciado la devaluación interna y la austeridad fiscal para “ayudar” a los países europeos a superar sus crisis de deuda soberana. Por el contrario, los presentes resultados empíricos se condicen con políticas alternativas como la inflación y reformas tributarias progresivas que conduzcan a deflactar la deuda, a mejorar el perfil de las hojas de balance de los hogares, las empresas no financieras y los gobiernos y, en nombre de la justicia y la equidad, a redistribuir el ingreso y la riqueza en una economía global palmariamente desigual (Piketty, 2014).

ANEXO A.1 PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO Y ESPECIFICACIÓN (DATOS PANEL)

Cuadro 1.1. *Prueba de Hausman*

| Estadístico | Modelo (1.3) | Modelo (1.4) |
|--------------|--------------|--------------|
| X^2 | 4.99 | 7.21 |
| Prob > X^2 | (0.0255) | (0.0272) |

Test: Ho: diferencia de coeficientes no sistemática

$$X^2(1) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}(-1)](b-B)$$

b = consistente con Ho y Ha; obtenido por xtreg

B = inconsistente con Ha, eficiente con Ho; obtenido por xtreg

Cuadro 1.2. *Pruebas de heteroscedasticidad, autocorrelación y correlación contemporánea en datos panel*

Modelo panel de efectos fijos 1.3

| Estadístico | Wald | Wooldridge | Pesaran |
|--------------|----------|------------|----------|
| X^2 | 275.33 | 36.375 | 22.801 |
| Prob > X^2 | (0.0000) | (0.0000) | (0.0000) |

Modelo panel de efectos fijos 1.4

| Estadístico | Wald | Wooldridge | Pesaran |
|--------------|----------|------------|----------|
| X^2 | 149.95 | 12.817 | 19.380 |
| Prob > X^2 | (0.0000) | (0.0023) | (0.0000) |

Prueba de heteroscedasticidad -prueba modificada de Wald-

$H_0: X(i)^2 = X^2$ para todo i .

Prueba de autocorrelación -prueba de Wooldridge-

H_0 : sin autocorrelación de primer orden.

Prueba de correlación contemporánea -prueba de Pesaran-

H_0 : cross-sectional independence.

ANEXO A.2 PRUEBAS DE DIAGNÓSTICO Y ESPECIFICACIÓN

Cuadro 2.1. *Orden de integración*
(prueba aumentada de Dickey-Fuller) (continúa)

| País | Tasa de crecimiento del PIB | | | # Rezago | Variación de la tasa de desempleo | | | # Rezago |
|---------|-----------------------------|---------------------|---------|-------------|-----------------------------------|---------------------|---------|-------------|
| | I | I y T | I y T * | | I | I y T | I y T * | |
| Austria | - 4.567 (0.0001) | - 4.507 (0.0015) | - 2.373 | 0 | - 4.949 (0.0000) | - 4.914 (0.0003) | - 4.969 | 0 |

Cuadro 2.1. Orden de integración
(prueba aumentada de Dickey-Fuller) (concluye)

| País | Tasa de crecimiento del PIB | | | # Rezago | Variación de la tasa de desempleo | | | # Rezago |
|------------|-----------------------------|---------------------|-----------|-------------|-----------------------------------|---------------------|---------|-------------|
| | I | I y T | I y T * | | I | I y T | I y T * | |
| Bélgica | - 5.235 (0.0000) | - 5.179 (0.0001) | - 3.030 | 0 | - 4.231 (0.0006) | - 4.110 (0.0061) | - 4.269 | 0 |
| Finlandia | - 3.702 (0.0041) | - 3.656 (0.0254) | 2.983 | 0 | - 3.617 (0.0055) | - 3.566 (0.0328) | - 3.680 | 1 |
| Francia | - 3.551 (0.0068) | - 3.760 (0.0187) | - 2.14** | 0 | - 4.235 (0.0006) | - 4.114 (0.0060) | - 4.274 | 0 |
| Alemania | - 4.364 (0.0003) | - 4.363 (0.0025) | - 2.972 | 0 | - 4.044 (0.0012) | - 4.212 (0.0043) | - 4.185 | 1 |
| Grecia | - 6.730 (0.0000) | - 7.135 (0.0000) | - 6.810 | 0 | - 4.892 (0.0000) | - 5.353 (0.0000) | - 4.978 | 0 |
| Irlanda | - 6.030 (0.0000) | - 5.968 (0.0000) | - 6.130 | 0 | - 5.770 (0.0000) | - 5.677 (0.0000) | - 5.870 | 0 |
| Italia | - 6.889 (0.0000) | - 6.889 (0.0000) | - 7.010 | 0 | - 6.065 (0.0000) | - 6.111 (0.0000) | - 6.168 | 0 |
| Luxemburgo | - 3.434 (0.0099) | - 3.645 (0.0263) | - 2.030 | 0 | - 3.571 (0.0063) | - 3.437 (0.0466) | - 3.366 | 0 |
| Holanda | - 3.428 (0.0100) | - 3.612 (0.0289) | - 1.729** | 1 | -4.278 (0.0005) | - 4.123 (0.0058) | - 4.359 | 1 |
| Portugal | - 6.480 (0.0000) | -6.402 (0.0000) | - 6.517 | 0 | - 8.428 (0.0000) | -8.284 (0.0000) | -8.550 | 0 |
| España | - 5.255 (0.0000) | - 5.418 (0.0000) | - 5.343 | 1 | - 5.739 (0.0000) | - 5.704 (0.0000) | - 5.844 | 1 |

El cuadro reporta el valor del estadístico $Z(t)$, así como el valor de p correspondiente (entre paréntesis).

I: Intercepto, I y T: intercepto y tendencia. * Significativo al 5%. ** Significativo al 10%.

Cuadro 2.2. Prueba de heteroscedasticidad y correlación serial
(países seleccionados) (continúa)

| País | Modelo 1.5 | | | Modelo 1.6 | | |
|------------|------------------|-------------------|---------------------|-------------------|-------------------|------------|
| | Breusch-Pagan | Breusch-Godfrey | Corrección | Breusch-Pagan | Breusch-Godfrey | Corrección |
| Austria | 2.97 (0.0847) | 1.017 (0.3133) | - | 10.39 (0.0013) | 0.428 (0.5128) | Het. |
| Bélgica | 0.46 (0.4989) | 0.022 (0.8808) | - | 4.72 (0.0298) | 0.375 (0.5403) | Het. |
| Finlandia | 4.21 (0.0401) | 0.479 (0.4888) | Het. | 14.24 (0.0002) | 0.853 (0.3558) | Het. |
| Francia | 0.72 (0.3959) | 6.336 (0.0118) | Autocorr. | 5.55 (0.0184) | 3.317 (0.0686) | Het. |
| Alemania | 0.40 (0.5297) | 1.259 (0.2619) | - | 2.39 (0.1219) | 0.275 (0.6003) | - |
| Grecia | 0.65 (0.4196) | 4.628 (0.0315) | Autocorr. | 7.48 (0.0062) | 3.009 (0.0828) | Het. |
| Irlanda | 0.17 (0.6828) | 0.505 (0.4774) | - | 0.43 (0.5139) | 9.545 (0.0229) | Autocorr. |
| Italia | 8.51 (0.0035) | 3.939 (0.0472) | Het. - Autocorr. | 4.97 (0.0258) | 1.513 (0.2187) | Het. |
| Luxemburgo | 0.00 (.9794) | 2.288 (0.1304) | - | 2.21 (0.1373) | 0.049 (0.8256) | - |
| Holanda | 3.55 (0.0595) | 2.219 (0.1364) | - | 11.18 (0.0008) | 0.325 (0.5683) | Het. |
| Portugal | 0.82 (0.3663) | 1.741 (0.1870) | - | 0.26 (0.6114) | 1.018 (0.3129) | - |
| España | 0.03 (0.8650) | 2.013 (0.1560) | - | 0.79 (0.3747) | 0.134 (0.7139) | - |

Prueba de heteroscedasticidad -prueba de Breusch-Pagan/Cook-Weisberg-

H_0 : diferencia constante.

Prueba de autocorrelación -Breusch-Godfrey Im-

H_0 : Sin correlación serial.

ANEXO A.3 TASA NATURAL DE CRECIMIENTO

Cuadro 3.1. *Estimación de la tasa natural de crecimiento (g_n): ecuación de Thirlwall*
(eurozona y países seleccionados, 1980-2012)

| Modelo (1.3) | Constante | $\Delta\%U$ | g_n | R^2 | Wald |
|--------------------------|---------------------|-----------------------|-------|--------|-------------------|
| Eurosistema ^a | 2.81934 (0.000)* | - 0.11068 (0.000)* | 2.82 | 0.3817 | 88.08 (0.0000) |

| Modelo (1.5) | Constante | $\Delta\%U$ | Tasa natural | R^2 | F |
|-------------------------|---------------------|------------------------|--------------|--------|-------------------|
| Austria | 2.17570 (0.000)* | - 0.03246 (0.085)** | 2.18 | 0.0655 | 3.17 (0.0850) |
| Bélgica | 1.80060 (0.000)* | - 0.07677 (0.002)* | 1.80 | 0.2525 | 11.47 (0.0020) |
| Finlandia ^{/c} | 2.47549 (0.000)* | - 0.12583 (0.000)* | 2.48 | - | 48.53 (0.0000) |
| Francia ^{/b} | 1.87785 (0.000)* | - 0.13441 (0.000)* | 1.88 | 0.4380 | 24.47 (0.0000) |
| Alemania | 1.86819 (0.000)* | - 0.08280 (0.001)* | 1.87 | 0.2675 | 12.32 (0.0014) |
| Grecia ^{/b} | 1.97019 (0.011)* | - 0.13396 (0.002)* | 1.97 | 0.2702 | 12.11 (0.0016) |
| Irlanda | 4.13674 (0.000)* | - 0.16511 (0.000)* | 4.14 | 0.7013 | 73.79 (0.0000) |
| Italia ^{/c} | 1.42970 (0.000)* | - 0.09935 (0.050)* | 1.43 | - | 4.17 (0.0050) |
| Luxemburgo | 5.13165 (0.000)* | - 0.15109 (0.000)* | 5.13 | 0.3771 | 19.76 (0.0001) |
| Holanda | 2.24575 (0.000)* | - 0.08043 (0.000)* | 2.25 | 0.5383 | 37.14 (0.0000) |
| Portugal | 2.48770 (0.000)* | - 0.13214 (0.000)* | 2.49 | 0.6152 | 50.57 (0.0000) |
| España | 2.77233 (0.000)* | - 0.12561 (0.000)* | 2.77 | 0.7141 | 78.42 (0.0000) |

Fuente: Estimaciones de los autores con base en información del Fondo Monetario Internacional.

^{a/} Modelo panel de efectos fijos estimado con errores estándar corregidos para panel.

^{b/} Estimador Prais-Winsten (método de Cochrane-Orcutt) -mínimos cuadrados generalizados-.

^{c/} Regresión basada en el método Newey-West.

*Significativo al 5%. **Significativo al 10%.

Valor de p entre paréntesis.

Cuadro3.2 Estimación de la tasa natural de crecimiento (g_n): periodos de auge (eurozona y países seleccionados, 1980-2012)

| Modelo (1.3) | Constante | Dummy | $\Delta\%U$ | g_n | R^2 | Wald |
|---------------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|-------|--------|--------------------|
| Eurosistema ^{/a} | 1.37878 (0.000)* | 3.08301 (0.000)* | - 0.08548 (0.000)* | 4.46 | 0.5956 | 288.05 (0.0000) |

| Modelo (1.5) | Constante | Dummy | $\Delta\%U$ | g_n | R^2 | F |
|-------------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|-------|--------|--------------------|
| Austria | 0.92759 (0.006)* | 2.12764 (0.000)* | - 0.01585 (0.309) | 3.06 | - | 19.82 (0.0000) |
| Bélgica | 0.74703 (0.008)* | 2.00402 (0.000)* | - 0.04645 (0.005)* | 2.75 | - | 24.05 (0.0000) |
| Finlandia ^{/c} | 0.44606 (0.502) | 3.00444 (0.000)* | - 0.08882 (0.000)* | 3.00 | - | 32.01 (0.0000) |
| Francia ^{/b} | 1.20662 (0.000)* | 1.45044 (0.000)* | - 0.07975 (0.033)* | 2.66 | - | 18.46 (0.0000) |
| Alemania | 0.76268 (0.039)* | 2.55256 (0.000)* | - 0.03290 (0.142) | 3.32 | 0.5442 | 19.51 (0.0000) |
| Grecia ^{/b} | - 0.79793 (0.035)* | 4.25399 (0.000)* | - 0.07162 (0.027)* | 3.46 | - | 41.22 (0.0000) |
| Irlanda | 2.44503 (0.000)* | 3.39680 (0.000)* | - 0.12294 (0.000)* | 5.84 | 0.8831 | 114.32 (0.0000) |
| Italia ^{/c} | - 0.06206 (0.862) | 2.43296 (0.000)* | - 0.05727 (0.088)* | 2.43 | - | 17.67 (0.0000) |
| Luxemburgo | 2.82715 (0.000)* | 4.36396 (0.000)* | - 0.05160 (0.149) | 7.19 | 0.6162 | 25.89 (0.0000) |
| Holanda | 1.30471 (0.000)* | 1.79033 (0.000)* | - 0.04695 (0.000)* | 3.10 | - | 27.91 (0.0000) |
| Portugal | 1.30706 (0.002)* | 2.63398 (0.000)* | - 0.08022 (0.000)* | 3.94 | 0.7494 | 47.35 (0.0000) |
| España | 1.95677 (0.000)* | 1.44231 (0.023)* | - 0.08859 (0.000)* | 3.40 | 0.7535 | 48.39 (0.0000) |

Fuente: Estimaciones de los autores con base en información del Fondo Monetario Internacional.

^{a/} Modelo panel de efectos fijos estimado con errores estándar corregidos para panel.

^{b/} Estimador Prais-Winsten (método de Cochrane-Orcutt) -mínimos cuadrados generalizados-.

^{c/} Regresión basada en el método Newey-West

*Significativo al 5%. **Significativo al 10%.

Valor de p entre paréntesis.

ANEXO A.4 PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA, EUROZONA Y PAÍSES SELECCIONADOS

Cuadro 4.1. *Im, Pasaran y Shin*

| Ho: todos los paneles contienen raíces unitarias Ha: Algunos paneles son estacionarios | | | | |
|---|--------------------------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|
| Estadístico | Residuo del modelo (1.3) | | Residuo del modelo (1.4) | |
| | Con tendencia | Sin tendencia | Con tendencia | Sin tendencia |
| w-t-bar | - 9.3972 (0.0000) | - 11.0902 (0.0000) | - 11.9081 (0.0000) | - 12.7959 (0.0000) |

Cuadro 4.2. *Prueba de raíz unitaria tipo Fisher* (basada en la prueba de Dickey-Fuller aumentada)

| Ho: todos los paneles contienen raíces unitarias Ha: Algunos paneles son estacionarios | | | | |
|---|--------------------------|----------------------|--------------------------|----------------------|
| Estadístico | Residuo del modelo (1.3) | | Residuo del modelo (1.4) | |
| | Con tendencia | Sin tendencia | Con tendencia | Sin tendencia |
| χ^2 inversa (36) P | 83.9228 (0.0000) | 103.41 (0.0000) | 100.2922 (0.0000) | 120.3299 (0.0000) |
| Disitribución normal inversa Z | - 3.8643 (0.0001) | - 5.5325 (0.0000) | - 5.6082 (0.0000) | - 6.5794 (0.0000) |
| Logit inversa $t(94)$ L^* | - 4.107 (0.0000) | - 6.0831 (0.0000) | - 5.9176 (0.0000) | - 7.3262 (0.0000) |
| χ^2 inversa modificada Pm | 5.6478 (0.0000) | 7.9443 (0.0000) | 7.5769 (0.0000) | 9.9384 (0.0000) |

Cuadro 4.3. *Prueba de raíz unitaria tipo Fisher* (basada en la prueba de Phillips-Perron)

| Estadístico | Residuo del modelo (1.3) | | Residuo del modelo (1.4) | |
|----------------------------------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|-----------------------|
| | Con tendencia | Sin tendencia | Con tendencia | Sin tendencia |
| χ^2 inversa (36) P | 218.6283 (0.0000) | 266.4936 (0.0000) | 294.8781 (0.0000) | 326.3588 (0.0000) |
| Disitribución normal inversa Z | - 11.2657 (0.0000) | - 13.1396 (0.0000) | - 13.4902 (0.0000) | - 14.909 (0.0000) |
| Logit inversa $t(94)$ L^* | - 14.1834 (0.0000) | - 17.3662 (0.0000) | - 19.1094 (0.0000) | - 21.2485 (0.0000) |
| χ^2 inversa modificada Pm | 21.523 (0.0000) | 27.1639 (0.0000) | 30.5091 (0.0000) | 34.2191 (0.0000) |

Cuadro 4.4. Prueba de raíz unitaria
(Dickey-Fuller aumentada)

| País | Residuo del modelo (1.5) | | | # Rezago | Residuo del modelo (1.6) | | | # Rezago |
|------------|--------------------------|---------------------|---------|-------------|--------------------------|---------------------|---------|-------------|
| | I | I y T | I y T * | | I | I y T | I y T * | |
| Austria | - 4.497 (0.0002) | - 4.597 (0.0010) | - 4.571 | 0 | - 2.905 (0.0447) | - 3.730 (0.0204) | - 2.910 | 0 |
| Bélgica | - 5.414 (0.0000) | - 5.496 (0.0000) | - 5.507 | 0 | - 5.958 (0.0000) | - 5.896 (0.0000) | - 6.060 | 0 |
| Finlandia | - 4.653 (0.0001) | - 5.129 (0.0001) | - 4.738 | 0 | - 4.668 (0.0001) | - 4.671 (0.0008) | - 4.746 | 0 |
| Francia | - 3.474 (0.0087) | - 4.764 (0.0005) | - 3.557 | 0 | - 3.931 (0.0018) | - 4.634 (0.0009) | - 4.002 | 0 |
| Alemania | - 4.306 (0.0004) | - 5.363 (0.0000) | 4.388 | 0 | - 4.921 (0.0000) | - 5.216 (0.0001) | - 5.005 | 0 |
| Grecia | - 3.177 (0.0213) | - 3.249 (0.0751) | - 3.264 | 0 | - 3.658 (0.0047) | - 4.069 (0.0070) | - 3.746 | 0 |
| Irlanda | - 4.705 (0.0001) | - 4.644 (0.0009) | - 4.803 | 0 | - 6.118 (0.0000) | - 6.439 (0.0000) | - 6.272 | 0 |
| Italia | - 3.680 (0.0044) | - 4.945 (0.0003) | - 3.745 | 0 | - 4.318 (0.0004) | - 5.920 (0.0000) | - 4.395 | 0 |
| Luxemburgo | - 3.917 (0.0019) | - 4.866 (0.0004) | - 3.994 | 0 | - 5.072 (0.0000) | - 5.791 (0.0000) | - 5.162 | 0 |
| Holanda | - 4.099 (0.0010) | - 4.621 (0.0009) | - 4.173 | 0 | - 5.860 (0.0000) | - 5.891 (0.0000) | - 5.960 | 0 |
| Portugal | - 4.097 (0.0010) | - 4.485 (0.0016) | - 4.186 | 0 | - 4.084 (0.0010) | - 4.329 (0.0028) | - 4.170 | 0 |
| España | - 3.720 (0.0038) | - 4.432 (0.0019) | - 3.798 | 0 | - 4.675 (0.0001) | - 6.589 (0.0000) | - 4.765 | 0 |

El cuadro reporta el valor del estadístico $Z(t)$, así como el valor de p correspondiente (entre paréntesis).

I: Intercepto, I y T: intercepto y tendencia. * Significativo al 5%.

Ho: Existe una raíz unitaria Ha: Serie estacionaria.

Cuadro 4.5. Prueba de raíz unitaria
(Phillips-Perron) (continúa)

| País | Residuo del modelo (1.5) | | | # Rezago | Residuo del modelo (1.6) | | | # Rezago |
|---------|--------------------------|---------------------|---------|-------------|--------------------------|---------------------|---------|-------------|
| | I | I y T | I y T * | | I | I y T | I y T * | |
| Austria | - 4.425 (0.0003) | - 4.529 (0.0014) | - 4.506 | 0 | - 6.209 (0.0000) | - 6.572 (0.0000) | - 6.325 | 0 |
| Bélgica | - 5.428 (0.0000) | - 5.496 (0.0000) | - 5.517 | 0 | - 5.950 (0.0000) | - 5.890 (0.0000) | - 6.049 | 0 |

**Cuadro 4.5. Prueba de raíz unitaria
(Phillips-Perron) (concluye)**

| País | Residuo del modelo (1.5) | | | # Rezago | Residuo del modelo (1.6) | | | # Rezago |
|------------|--------------------------|---------------------|---------|-------------|--------------------------|---------------------|---------|-------------|
| | I | I y T | I y T * | | I | I y T | I y T * | |
| Finlandia | - 4.637 (0.0001) | - 5.107 (0.0001) | - 4.723 | 0 | - 4.680 (0.0001) | - 4.682 (0.0007) | - 4.758 | 0 |
| Francia | - 3.411 (0.0106) | - 4.701 (0.0007) | - 3.499 | 0 | - 3.864 (0.0023) | - 4.553 (0.0012) | - 3.943 | 0 |
| Alemania | - 4.294 (0.0005) | - 5.448 (0.0000) | - 4.379 | 0 | - 4.951 (0.0000) | - 5.215 (0.0001) | - 5.032 | 0 |
| Grecia | - 3.349 (0.0129) | - 3.494 (0.0401) | - 3.422 | 0 | - 3.582 (0.0061) | - 4.061 (0.0072) | - 3.687 | 0 |
| Irlanda | - 4.715 (0.0001) | - 4.644 (0.0009) | - 4.812 | 0 | - 6.448 (0.0000) | - 7.072 (0.0000) | - 6.644 | 0 |
| Italia | - 3.767 (0.0033) | - 4.926 (0.0003) | - 3.828 | 0 | - 4.378 (0.0003) | - 6.103 (0.0000) | - 4.455 | 0 |
| Luxemburgo | - 4.075 (0.0011) | - 4.899 (0.0003) | - 4.144 | 0 | - 5.157 (0.0000) | - 5.788 (0.0000) | - 5.238 | 0 |
| Holanda | - 4.080 (0.0010) | - 4.556 (0.0012) | - 4.154 | 0 | - 5.867 (0.0000) | - 5.918 (0.0000) | - 5.969 | 0 |
| Portugal | - 4.249 (0.0005) | - 4.558 (0.0012) | - 4.327 | 0 | - 3.997 (0.0014) | - 4.208 (0.0044) | - 4.087 | 0 |
| España | - 3.774 (0.0032) | - 4.371 (0.0024) | - 3.850 | 0 | - 4.838 (0.0000) | - 6.833 (0.0000) | - 4.918 | 0 |

El cuadro reporta el valor del estadístico $Z(t)$, así como el valor de p correspondiente (entre paréntesis).

I: Intercepto, I y T: intercepto y tendencia. * Significativo al 5%.

Ho: Existe una raíz unitaria. Ha: Serie estacionaria.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acikgoz, Senay, y Mert, Merter (2010), "The Endogeneity of the Natural Rate of Growth: An Application to Turkey", *Panoeconomicus*, 0 (4), pp. 447-469.
- Alesina, Alberto; Favero, Carlo, y Giavazzi, Francesco (2012), "The Output Effect of Fiscal Consolidations", NBER Working Papers 18336, agosto.
- Alesina, Alberto, y Perotti, Roberto (1995), "Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Economies", *Economic Policy*, 0 (21), pp. 207-247.
- (1997), "Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects", *International Monetary Fund Staff Papers*, 44 (2), pp. 210-248.

- Baldacci, Emanuele; Gupta, Sanjeev, y Mulas-Granados, Carlos (2013), “Debt Reduction, Fiscal Adjustment, and Growth in Credit-Constrained Economies”, IMF Working Paper 13/238, noviembre.
- Barro, Robert (1991), “Economic Growth in a Cross Section of Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), pp. 407-443.
- Christiano, Lawrence; Eichenbaum, Martin, y Rebelo, Sergio (2011), “When is the Government Spending Multiplier Large?”, *Journal of Political Economy*, 119 (1), pp. 78-121.
- Corsetti, Giancarlo; Meier, André, y Muller, Gernot (2012), “What Determines Government Spending Multipliers?”, IMF Working Paper 12/150.
- Corsetti, Giancarlo; Kuester, Keith; Meier, André, y Muller, Gernot (2010), “Debt Consolidation and Fiscal Stabilization of Deep Recessions”, *American Economic Review*, 0 (100), pp. 41-45.
- Dray, Mark y, Thirlwall, Anthony P. (2011), “The Endogeneity of the Natural Rate of Growth for a Selection of Asian Countries”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 33 (3), pp. 451-468.
- Eichengreen, Barry, y Panizza, Ugo (2014), “A Surplus Ambition: Can Europe Rely on Large Primary Surpluses to Solve its Debt Problems?”, NBER Working Paper 20316.
- Fazzari, Stephen; Morley, James e Panovska, Irina (2012), “State-Dependent Effects of Fiscal Policy”, mimeo.
- Grawe, Paul de (2012), “Fragile Eurozone in Search of a Better Governance”, *Economic and Social Review*, 43 (1), pp. 1-30.
- Getchert, Sebastian, y Mentges, Rafael (2013), “What Drives Fiscal Multipliers? The Role of Private Wealth and Debt”, Macroeconomic Policy Institute Working Paper 124, octubre.
- Harrod, Roy (1939), “An Essay in Dynamic Theory”, *Economic Journal*, 49 (193), pp 14-33.
- (1960), “Second Essay in Dynamic Theory”, *Economic Journal*, 70 (278), pp. 277-293.
- Herndon, Thomas; Ash, Michael, y Pollin, Robert (2013), “Does High Public Debt Consistently Stifle Economic Growth? A Critique of Reinhart and Rogoff”, Working Paper Series 322, PERI University of Massachusetts Amherst, abril.
- Kaldor, Nicholas (1957), “A model of economic growth”, *Economic Journal*, 67 (268), pp. 591-624.
- Keynes, John (1964), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Nueva-York, Brace Harcourt & Jovanovich.

- Lane, Philip R. (2012), “The European Sovereign Debt Crisis”, *Journal of Economic Perspectives*, 26 (3), pp. 49-68.
- Lanzafame, Matteo (2010), “The Endogeneity of the Natural Rate of Growth in the Regions of Italy”, *International Review of Applied Economics*, 24 (5), pp. 533-552.
- (2013), “The Balance of Payments Constrained Growth Rate and the Natural Rate of Growth: New Empirical Evidence”, *Cambridge Journal of Economics*, 38 (4), pp. 817-838.
- León-Ledesma, Miguel y Thirlwall, Anthony P. (2002), “The Endogeneity of the Natural Rate of Growth”, *Cambridge Journal of Economics*, 26 (4), pp. 441-459.
- Libanio, Gilberto (2009), “Aggregate Demand and the Endogeneity of the Natural Rate of Growth: Evidence from Latin American Economies”, *Cambridge Journal of Economics*, 33 (5), pp. 967-984.
- Lucas, Robert (1988), “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 22 (1), pp. 3-42.
- Mankiw, Gregory; Romer, David y Weil, David N. (1992), “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 107 (mayo), pp. 407-437.
- Molerés, Estefanía, y Perrotini, Ignacio (2013), “On Harrod’s Natural Rate of Growth and the Role of Demand: An Empirical Assessment”, *Panorama Económico*, 8 (16), pp. 29-49.
- Oreiro, José Luís; Nakabashi, Luciano; Costa da Silva, Guilherme Jonas, y Guimarães e Souza, Gustavo José (2012), “The Economics of Demand-Led Growth. Theory and evidence for Brazil”, *CEPAL Review*, 0 (106)g, pp. 151-168.
- Perrotini, Ignacio, y Tlatelpa (2003), “Crecimiento endógeno y demanda en las economías de América del Norte”, *Momento Económico*, 0 (128), pp. 10-15.
- Piketty, Thomas (2014), *Capital in the Twenty-First Century*, Cambridge, MA, The Belknap Press of Harvard University Press.
- Reinhart, Carmen M. y Rogoff, Kenneth S. (2009), “Growth in a Time of Debt”, NBER Working Paper 15639, enero.
- Rendahl, Pontus (2012), “Fiscal Policy in an Unemployment Crisis”, mimeo, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Romer, Paul (1986), “Increasing Returns and Long-Run Growth”, *Journal of Political Economy*, 94 (5), pp. 1002-1037.
- Semmler, Willi, y Semmler, André (2013); “The Macroeconomics of Fiscal Austerity in Europe”, Berlin, Macroeconomic Policy Institute Working Paper 122, julio.
- Thirlwall, Anthony P., (1979), “The Balance of Payments Constraint as an Explanation

- of International Growth Rate Differences”, *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 32 (128), pp. 45-53.
- (2003), *La naturaleza del crecimiento: un enfoque alternativo para comprender el funcionamiento de las naciones*, México, Fondo de Cultura Económica.
- Vogel, L. (2009), “The Endogeneity of the Natural Rate of Growth: An Empirical Study for Latin American Countries”, *International Review of Applied Economics*, 23(1), pp. 41-53.