

# TRIBUNA DE ECONOMÍA

Todos los artículos publicados en esta sección son sometidos  
a un proceso de evaluación externa anónima



**Rafael Flores de Frutos\***  
**Salvador Garriga Polledo\*\***

# UN ÍNDICE DE DEPENDENCIA ECONÓMICA ENTRE REGIONES: EL CASO DE ESPAÑA *VERSUS* REINO UNIDO

*En este trabajo se propone un método sencillo para estimar el grado de dependencia económica que presenta una Comunidad Autónoma respecto al resto de comunidades del Estado. Utilizando series temporales de ocupados para España, desagregadas por Comunidades Autónomas, se estiman los índices de dependencia para cada una de ellas. Los resultados se comparan con los obtenidos para las regiones del Reino Unido.*

**Palabras clave:** comercio interregional, crecimiento regional.

**Clasificación JEL:** R11, R12.

## 1. Introducción

Es un hecho que las Comunidades Autónomas que integran el Estado español mantienen un elevado nivel de relaciones comerciales. En un trabajo reciente Requeijo (2003) calcula un coeficiente medio de interdependencia<sup>1</sup>, para el período 1995-2001, del 3,42. Esto es, en media, cada comunidad vende al resto de comunidades 3,42 ve-

ces más que al extranjero y sólo una Comunidad Autónoma, Baleares, muy dependiente del turismo exterior, mantiene un coeficiente de interdependencia menor que uno.

Solamente por este dato, parece claro que uno de los principales determinantes del crecimiento y dinamismo económico de cualquier Comunidad Autónoma, tiene que ser precisamente el crecimiento del resto.

En este artículo se propone un índice para medir el grado de dependencia económica que cada Comunidad Autónoma tiene del resto. Dicho índice tiene en cuenta, de forma indirecta, no sólo las ventas a otras comunidades, sino también las compras. Además, al elaborarse a partir de los datos de ocupados, puede interpretarse como una medida de la capacidad que cada Comunidad Autónoma tiene para adaptar su mercado de trabajo a perturbaciones externas, tanto positivas como negativas.

---

\* Catedrático de Econometría de la Universidad Complutense de Madrid y Director del Centro de Enseñanza Superior Cardenal Cisneros.

\*\* Economista y Eurodiputado.

Los autores desean agradecer a los profesores Jaime Requeijo y Juan Velarde sus valiosos comentarios y sugerencias, así como las de un evaluador anónimo. Por supuesto todos los errores que puedan existir son de su absoluta responsabilidad.

Versión de octubre de 2005.

<sup>1</sup> Cociente entre ventas de bienes y servicios a otras autonomías versus ventas al extranjero.

Como ejemplo de aplicación, se estima el índice de dependencia para cada una de las Comunidades Autónomas españolas. Posteriormente, estos índices se comparan con los obtenidos para las regiones del Reino Unido. La flexibilidad del mercado de trabajo de ese país hace de él un excelente punto de referencia.

El presente trabajo se organiza de la forma siguiente: en el apartado 2 se describe la metodología utilizada para la elaboración del índice de dependencia; en el apartado 3 se estiman los índices para cada Comunidad Autónoma y se comparan con los obtenidos para el Reino Unido. Por último, en el apartado 4 se presentan las principales conclusiones.

## 2. Metodología

Para todo el análisis posterior es necesario asumir el siguiente postulado básico:

«El nivel de actividad de una Comunidad Autónoma ( $N_{i,t}$ ) y el nivel de actividad del resto de comunidades ( $N_t$ ) pueden mantener cualquier tipo de relación dinámica, incluso de retroalimentación; no obstante, toda correlación contemporánea existente deberá interpretarse como fruto de una relación causal unidireccional desde  $N_t$  hacia  $N_{i,t}$ , esto es,  $N_t$  puede causar instantáneamente  $N_{i,t}$  pero no al contrario».

En términos econométricos, el postulado anterior equivale a suponer que el vector de series temporales  $H_t = (N_t \ N_{i,t})'$  puede venir generado por un proceso vectorial autorregresivo y de medias móviles VARMA (p,q), véase Jenkins y Alavi (1981), donde la matriz de varianzas y covarianzas contemporánea del término de error ha sido diagonalizada, interpretando la existencia de cualquier correlación entre los componentes del vector de errores, como fruto de la existencia de una relación causal instantánea desde  $N_t$  hacia  $N_{i,t}$ .

Este supuesto sería discutible si una comunidad tuviera un peso específico muy elevado en el conjunto. No obstante, una vez elegida la frecuencia de los datos con

los que se desea trabajar, por ejemplo anual, el supuesto anterior es susceptible de ser contrastado empíricamente utilizando datos de carácter mensual.

Así, es posible estimar el efecto a largo plazo o ganancia ( $g_i$ ) sobre  $N_{i,t}$  de un cambio permanente unitario en el nivel de  $N_t$ . En el caso de que ambas variables hayan sido transformadas previamente tomando logaritmos, dicha ganancia podrá interpretarse como una elasticidad, esto es, el porcentaje en que varía  $N_{i,t}$  al variar  $N_t$  en un punto porcentual.

*Se define el índice de dependencia de la comunidad  $i$ , como la ganancia ( $g_i$ ) de la función de transferencia entre  $N_t$  y  $N_{i,t}$  antes mencionada.*

Cualquiera que sea la variable *proxy* que se utilice para representar el nivel de actividad de una comunidad, es de esperar que sea no-estacionaria. Si las variables tienen carácter anual es muy posible que sean  $I(1)$ , esto es que necesiten una diferencia para ser estacionarias, con lo que cabe la posibilidad de que  $N_t$  y  $N_{i,t}$  estén cointegradas. En este caso, la estimación consistente de  $g_i$  es especialmente sencilla, basta con aplicar Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) a un modelo lineal simple del tipo:

$$N_{i,t} = \alpha_i + g_i N_t + \varepsilon_{i,t} \quad [1]$$

Alternativamente y con objeto de conseguir mayor precisión asintótica, los parámetros del modelo [1] pueden ser estimados utilizando el método de Johansen (1988).

En el caso de no existir cointegración, la estimación de  $g_i$  se complica, ya que es necesario elaborar el proceso VARMA(p,q) generador del vector  $\Delta H_t$  (primeras diferencias de  $H_t$ ) y proceder a la diagonalización de su matriz de varianzas y covarianzas, de acuerdo con el postulado básico.

Alternativamente, una estimación consistente y eficiente de  $g_i$  se puede obtener a partir del modelo siguiente de función de transferencia, véase Box *et al.* (1994):

$$N_{i,t} = \frac{\omega_{s_i}(B)}{\delta_{r_i}(B)} N_t + U_{i,t} \quad [2]$$

CUADRO 1

**ÍNDICE DE DEPENDENCIA  
PARA LAS CC AA DE ESPAÑA**

Provincia	Índice
Andalucía	1,24 (0,04)
Murcia	1,22 (0,10)
Valencia	1,19 (0,06)
Cantabria	1,05 (0,17)
Cataluña	1,03 (0,10)
Baleares	1,01 (0,11)
La Rioja	1,00 (0,12)
Madrid	0,94 (0,06)
Navarra	0,91 (0,38)
País Vasco	0,85 (0,06)
Castilla y León	0,72 (0,07)
Asturias	0,71 (0,10)
Canarias	0,70 (0,19)
Castilla-La Mancha	0,67 (0,01)
Aragón	0,64 (0,07)
Extremadura	0,61 (0,01)
Galicia	0,41 (0,15)

Donde:

$$\omega_{s_i}(B) = \omega_0 + \omega_1 B + \omega_2 B^2 + \dots + \omega_{s_i} B^{s_i}$$

es un polinomio en B de grado  $s_i$ .

$$\delta_{r_i}(B) = 1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2 - \dots - \delta_{r_i} B^{r_i}$$

es un polinomio en B de grado  $r_i$ .

B es el operador de retardos.

$$\Delta^d U_{i,t} = \Psi_i(B) a_t, \Psi_i(B) = 1 + \psi_1 B + \psi_2 B^2 + \psi_3 B^3 + \dots$$

Esto es,  $U_{i,t}$  sigue un proceso univariante ARIMA(p,d,q).

Dado que

$$g_i = \frac{\omega_{s_i}(1)}{\delta_{r_i}(1)}$$

la estimación de la ganancia se obtiene estimando los coeficientes de los polinomios  $\omega_{s_i}(B)$  y  $\delta_{r_i}(B)$  en [2].

### 3. Estimación de los índices de dependencia

#### España

Para la estimación de  $g_i$  en el caso español, se han utilizado datos anuales de ocupados por Comunidades Autónomas desde 1977 a 2004, extraídos de la base de datos SERIES del Ministerio de Economía y Hacienda.

Se han estudiado 17 Comunidades Autónomas; todas excepto Ceuta y Melilla, para las que no se dispone de datos suficientes.

En todos los casos la variable *logaritmo de ocupados* ha resultado ser I(1), así como el correspondiente agregado, calculado como el logaritmo de la suma de ocupados del resto de comunidades.

El Cuadro 1 presenta el conjunto de Comunidades Autónomas ordenadas por el tamaño del índice  $g_i$ , entre paréntesis aparece la desviación típica del estimador.

En los casos de Aragón, Castilla-La Mancha y Extremadura se detectó claramente la presencia de cointegración, esto es, para esas tres comunidades, los datos de empleo individuales y los del resto parecen evolucionar en paralelo, sin separarse, salvo de forma transitoria. Para el resto de comunidades, la relación entre ambas variables no es de cointegración, pero sí es positiva y muy significativa.

La lista la encabeza Andalucía con una ganancia de 1,24 y la cierra Galicia con una ganancia de 0,41. En el caso de Andalucía, por cada punto porcentual que aumenta el número de ocupados en el resto de España, los ocupados en esta comunidad aumentan en 1,24 puntos porcentuales. En el caso de Galicia el aumento se limita a 0,41 puntos porcentuales. El nivel de dependencia de Andalucía es por tanto tres veces superior al de Galicia.

Dado que el índice se ha construido con datos del mercado de trabajo, la elasticidad mayor que 1 de Andalucía, *versus* la elasticidad menor que 1 de Galicia, pone de manifiesto un hecho importante: cuando

la economía española genera empleo, la economía andaluza es capaz de generar empleo más rápidamente que ella. La otra cara de la moneda es que cuando la economía española destruye empleo, la economía andaluza también lo hace más rápidamente. En el caso de Galicia la situación es distinta, ya que si bien cuando la economía española en su conjunto genera empleo, la economía gallega lo hace más despacio, cuando en la economía española se destruye empleo, en Galicia también se destruye más despacio.

Las desviaciones típicas asociadas a las estimaciones puntuales de los índices, nos permiten matizar los resultados. Por ejemplo, se puede asegurar, con una probabilidad del 95 por 100, que Andalucía, Murcia y Valencia tienen un índice  $g_i$  superior a la unidad, mientras que País Vasco, Castilla y León, Asturias, Canarias, Castilla-La Mancha, Aragón, Extremadura y Galicia, lo tienen por debajo. Estas últimas comunidades, muy probablemente, tienen un mercado de trabajo menos flexible que el resto, ya que son menos capaces de adaptarse tanto a situaciones coyunturales favorables, como desfavorables.

Las razones económicas, sociales o políticas que están detrás de los valores del índice, constituyen un tema importante de estudio, pero no son el objeto de este trabajo. Su análisis será motivo de una futura investigación. No obstante, las comunidades con un mayor peso turístico y/o agrícola exportador, parecen tener un índice mayor.

### Reino Unido

El mercado de trabajo en el Reino Unido tiene fama de ser uno de los más flexibles de Europa, de ahí su baja tasa de paro. Esta característica lo hace especialmente interesante para contrastar la fiabilidad de nuestro índice de dependencia. Dado que el mercado de trabajo español tiene fama de ser uno de los más rígidos de Europa, el índice  $g_i$  debería ser capaz de ponerlo de manifiesto.

CUADRO 2

**ÍNDICE DE DEPENDENCIA  
PARA LAS REGIONES DEL REINO UNIDO**

Provincia	Índice
London	1,82 (0,30)
South West	1,25 (0,03)
East	1,11 (0,01)
East Midlands	0,98 (0,06)
South East	0,82 (0,001)
North West	0,80 (0,003)
Yorkshire	0,78 (0,02)
Scotland	0,72 (0,14)
Wales	0,71 (0,004)
West Midlands	0,69 (0,05)
North East	0,68 (0,34)

Utilizando datos semestrales de ocupados en el Reino Unido<sup>2</sup> desagregados por regiones, desde 1992 a 2005, se han estimado los índices  $g_i$  para cada una de ellas. El Cuadro 2 muestra los resultados.

Como en España, la dependencia de cada región con el resto es muy elevada. Además, para la mayoría de las regiones del Reino Unido, la serie regional de ocupados está cointegrada con la serie de ocupados del resto de regiones, esto es, ambas series comparten la misma tendencia. Solamente la región Nordeste parece no estar cointegrada.

De acuerdo con el índice  $g_i$ , dentro del Reino Unido, la región más dependiente (o adaptable) sería Londres ( $g_i = 1,82$ ), mientras que la menos dependiente sería el Nordeste del país ( $g_i = 0,68$ ).

Los valores máximo y mínimo del índice, para las regiones del Reino Unido, son mayores que sus homólogos para España. El valor medio de  $g_i$  para el Reino Unido, 0,94 (0,10), es también mayor que el de España, 0,88 (0,05), por lo que parece que el índice  $g_i$  apoya la idea de que el Reino Unido posee un mercado de trabajo más flexible que el de España.

<sup>2</sup> National Statistics UK.

#### 4. Conclusiones

Todas las Comunidades Autónomas que integran España mantienen lazos comerciales muy importantes que determinan, en gran medida, su nivel de actividad y crecimiento, así lo pone de manifiesto el índice de dependencia elaborado en este trabajo. Cualquier perturbación negativa que afectara directamente a todas las comunidades menos a una, acabaría, finalmente, afectándola de forma indirecta. A corto plazo, algunas estarían más protegidas que otras, debido, paradójicamente, a la rigidez de su mercado de trabajo, pero a largo plazo serían las comunidades menos flexibles las que más sufrirían los ajustes necesarios, ya que serían éstas las que más tardarían en recuperarse. Ocho comunidades: País Vasco, Castilla y León, Asturias, Canarias, Castilla-La Mancha, Aragón, Extremadura y Galicia estarían dentro de este peligroso conjunto.

Sin tomar partido en el actual debate sobre la financiación autonómica, de este estudio se desprende que sería miope la política de una comunidad que pretendiera mejorar su situación económica sin preocuparse por la del resto, ya que la falta de crecimiento del resto de comunidades

acabaría repercutiendo en el suyo propio. La solidaridad en este caso, no sólo es uno de los pilares de nuestra democracia, como defiende el profesor Requeijo (2003), sino que además está justificada económicamente.

El caso del Reino Unido es similar al español, todas sus regiones dependen unas de otras, si bien el grado medio de dependencia de cada una con el resto es mayor en ese país que en España. Los valores máximo y mínimo del índice  $g_i$  confirman la idea inicial de que el Reino Unido posee un mercado de trabajo más flexible que el español.

#### Referencias bibliográficas

- [1] BOX, G.; JENKINS, G. y REINSEL G. C. (1994): *Time Series Analysis Forecasting and Control*, 30 ed. Holden Day, San Francisco.
- [2] JENKINS, G. y ALAVI, A. S. (1981): «Some Aspects of Modeling and Forecasting multivariate Time Series», *Journal of Time Series Analysis*, 2, 1-47.
- [3] JOHANSEN, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic, Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- [4] REQUEIJO, J. (2003): «Una Constitución duradera», en *Impresiones sobre la Constitución de 1978*, Fundación ICO, 439-446.



---

# CUADERNOS ECONÓMICOS

---

Número 73 • Junio 2007

---

## LA GESTIÓN DE LA ACTIVIDAD INNOVADORA EN LAS EMPRESAS

**Presentación: La gestión de la actividad innovadora en las empresas**

**Vínculos con la comunidad científica e impacto económico de la innovación:  
un análisis de empresas belgas incluidas en la encuesta CIS-3**

Bruno Cassiman, Reinhilde Veugelers y Pluvia Zuniga

**Determinantes de la elección del socio tecnológico:  
especificidades sectoriales y de tamaño**

Lluís Santamaría Sánchez y Josep Rialp Criado

**El impacto de la gestión de la innovación radical en la sustitución del consejero-delegado:  
evidencia empírica en la industria española de periódicos**

Isabel Gutiérrez y Manuel Núñez-Nickel

**Dimensiones de la flexibilidad empresarial: un estudio empírico**

C. García Olaverri, E. Huertas Arribas, A. Urtasun Alonso y M. Larraza Kintana

**¿Por qué los innovadores tecnológicos han fracasado en conquistar la industria  
del software de seguridad?**

Marco S. Giarratana y Sergio Mayordomo

**Efectos de la cultura nacional en la relación entre orientación emprendedora y el resultado  
de la innovación de producto: el caso del sector farmacéutico**

Nuria Esther Hurtado Torres, Eulogio Cordón Pozo y María Eugenia Senise Barrio

**¿Generan los clusters geográficos capacidades basadas en la gestión ambiental y la innovación?**

**Un enfoque basado en recursos**

José Céspedes-Lorente y Javier Martínez del Río

**La participación en el Programa Eureka y su efecto en la performance de la empresa**

Cristina Bayona Sáez y Teresa García Marco

**Incentivos fiscales a la I+D en la OCDE: estudio comparativo**

M.<sup>a</sup> Beatriz Corchuelo Martínez-Azúa

**TRIBUNA DE ECONOMÍA**

**La duración de las huelgas: evidencia empírica para España**

Mariluz Marco Aledo, Silviano Esteve Pérez y María Engracia Rochina Barrachina

---