



COCIENTES DE LOCALIZACIÓN MEDIANTE UNA DOBLE PARAMETRIZACIÓN

Xesús Pereira López
André Carrascal Incera
Melchor Fernández Fernández

March 2013



**Iberian Regional Economics Network
Working Papers**

IRENë • 6

XESÚS PEREIRA LÓPEZ

Universidade de Santiago de Compostela

ANDRÉ CARRASCAL INCERA

Universidade de Santiago de Compostela, IDEGA

MELCHOR FERNÁNDEZ FERNÁNDEZ

Universidade de Santiago de Compostela, IDEGA

**COCIENTES DE LOCALIZACIÓN MEDIANTE UNA DOBLE
PARAMETRIZACIÓN**

ISSN: 2255-1115

Depósito Legal: C 2194-2012

Impresión y edición: Nino-Centro de Impresión Digital
Rosalía de Castro, 58
Santiago de Compostela

Reservados todos los derechos. De acuerdo con la legislación vigente podrán ser castigados con penas de multa y privación de libertad quienes reprodujeran o plagiaran, en todo o en parte, una obra literaria, artística o científica fijada en cualquier tipo de soporte sin la preceptiva autorización. Ninguna de las partes de esta publicación, incluido el diseño de cubierta, puede ser reproducida, almacenada o transmitida de ninguna forma, ni por ningún medio, sea electrónico, químico, mecánico, magneto-optico, grabación, fotocopia o cualquier otro, sin la previa autorización escrita por parte de la editorial

COCIENTES DE LOCALIZACIÓN MEDIANTE UNA DOBLE PARAMETRIZACIÓN

Xesús Pereira López¹

André Carrascal Incera

Melchor Fernández Fernández

(GAME-IDEGA, Universidade de Santiago de Compostela)

RESUMEN

En los procesos de generación de tablas input-output regionales (o sub-nacionales), los cocientes de localización (LQ) se emplean de manera habitual. De acuerdo con la información disponible, en la aplicación de esta metodología, surgen dos correcciones simultáneas sobre la matriz de consumos intermedios nacional: una por filas y otra por columnas. A estos efectos, la fórmula de Flegg (FLQ) es la solución generalmente adoptada. Sin embargo, presenta cierta rigidez dado que trabaja solamente con un parámetro que incide sobre un suavizado logarítmico del peso de la producción (empleo o valor añadido) regional sobre el total nacional. Hecho que supone tratar de una única forma posible todas las proyecciones, marcadas esencialmente por los cocientes de localización interindustriales ($CILQ$). En la versión modificada de la fórmula FLQ ($AFLQ$) se emplea el mismo criterio, tan sólo se incluye una matización sobre los cocientes de localización simples (SLQ) de los distintos sectores compradores.

En este artículo, se presenta una formulación alternativa de los LQ que se caracteriza por una doble parametrización y en la que se acude a un suavizado de magnitudes a través de una función potencial. A diferencia de la fórmula FLQ , esta propuesta metodológica es más flexible porque garantiza un tratamiento específico en cada fila y en cada columna.

Por último, se hace una estimación de la tabla simétrica de España (año 2005) a partir de la tabla simétrica EA17, para manifestar la aplicabilidad del método. Posteriormente y con el objetivo de resaltar su eficacia, se efectúan los correspondientes contrastes sobre la tabla española oficial publicada por Eurostat.

Palabras Clave: *cocientes de localización; economía regional; tablas input-output.*

Códigos JEL: *C13, C67, R19.*

¹ ¹Universidade de Santiago de Compostela, Instituto Universitario de Estudos e Desenvolvemento de Galicia (IDEGA) y Departamento de Economía Cuantitativa, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Avenida do Burgo s/n. 15782, Santiago de Compostela (Spain). Email: xesus.pereira@usc.es. Tlf. +34 8818 11708. Autor a efectos de correspondencia.

ABSTRACT

It is relatively common to use location quotients (LQ) in the elaboration of regional (or sub-national) input-output tables (IOT). In the application of this kind of methodology, there appear two simultaneous corrections of the intermediate consumption matrix (one by rows and another by columns). A typical formula for this purpose is the Flegg Location Quotient (FLQ). However, it presents some rigidity since it works only with a single parameter that affects the logarithmic smoothing of the output (employment or value added) weight of the regional totals. This applies the same treatment to all the possible estimations, essentially derived from the interindustry quotients ($CILQ$). The modified or augmented FLQ formula ($AFLQ$) uses the same condition, with the only difference that it includes a correction by buying sectors.

In this paper, we present an alternative formulation for LQ characterized by a double-parameterization process with a potential smoothing function. Contrasting with the FLQ formula, this methodology is more flexible because it guarantees a specific treatment in each row and column.

Finally, in order to show the applicability of the method, an estimation of the Spanish symmetric IOT for 2005 from the EA17 table is produced and subsequently contrasted with the corresponding Spanish IOT elaborated by Eurostat.

Keywords: *location quotients; regional economies; input-output tables.*

JEL Classification: *C13, C67, R19.*

1.- INTRODUCCIÓN

La inmensa mayoría de los países tienen enormes limitaciones presupuestarias para elaborar tablas input-output (TIOs) con métodos *survey* (métodos directos), problema que se agrava en las regiones porque las restricciones presupuestarias y de información estadística aún son mayores. En los estados más desarrollados, lo normal es que las TIOs sean publicadas cada lustro. Por lo tanto, los investigadores económicos tratan de utilizar apropiadamente los datos disponibles acerca de una economía para obtener TIOs *non-survey*², para superar la falta de TIOs oficiales estimadas por métodos *survey* con la frecuencia y disponibilidad adecuada, y de esta forma poder elaborar modelos económicos multisectoriales que permitan ofrecer un adecuado asesoramiento a los gestores públicos y privados.

Existen múltiples alternativas para la actualización –ajuste o estimación por métodos *non-survey*– de TIOs. Todas ellas deben superar las limitaciones de una información estadística generalmente insuficiente, pero también es cierto que en muchas de estas alternativas no se utiliza información complementaria existente que podría ser muy relevante para una solución más eficiente al problema planteado³. A estos efectos y como punto de partida, se acostumbra emplear cocientes de localización (*LQ*) en la construcción de las TIOs regionales. En muchos casos se recurre a la fórmula *FLQ* (*Flegg Location Quotient*) o a su versión modificada. Para la aplicación de estas dos técnicas es necesario introducir solamente un parámetro. Numerosos estudios de índole económica han confirmado que estas fórmulas constituyen un avance sustancial de las técnicas convencionales fundamentadas en el uso de los *LQ*. Últimamente se han desarrollado muchas proyecciones de TIOs regionales a partir de la publicación oficial de TIOs nacionales o supranacionales de acuerdo con la metodología mencionada. Entre otras, se pueden señalar las realizadas por: Singh y Singh (2011) para la región india de Punjab, Romero y Mastronardi (2012) para Buenos Aires o Stoeckl (2012) para el Norte de Australia.

En este artículo, se abordará el proceso de generación de TIOs regionales con la introducción de dos parámetros. De entrada, parece acertado trabajar del modo indicado

² La utilización de métodos *non survey* (métodos indirectos), o en el caso de economías regionales de los métodos *semisurvey* (actualización y regionalización a partir de esquemas intersectoriales ya existentes), está ampliamente generalizada.

³ De nada sirve disponer de múltiples técnicas de ajuste temporal o espacial si las mismas no explotan adecuadamente la información disponible o, por la contra, ignoran las restricciones de datos. Estos aspectos deben ser compaginados y, a partir de ahí, en la medida de lo posible es conveniente optimizar la solución final del proceso.

porque en este tipo de procedimientos se dan dos correcciones: una por filas y otra por columnas. Por lo tanto, a través de distintos estudios empíricos se debe averiguar la influencia que ejercen los datos disponibles en dichas correcciones, que por sensatez se les presume un comportamiento diferente.⁴ Además, en la fórmula FLQ se utiliza una expresión semilogarítmica para hacer un suavizado de las magnitudes (producción, empleo o valor añadido) pero no es la única alternativa porque se puede recurrir a otro tipo de expresiones.

Las primeras aproximaciones, a través del uso de LQ , son empleadas para construir los cimientos de las TIOs regionales. Una vez obtenidas dichas estimaciones, las mismas son susceptibles de posteriores ajustes con arreglo a la información disponible (real o incluso pronosticada). Las técnicas tradicionales, como el RAS básico, no son efectivas ya que para su aplicación se necesitan conocer los márgenes de la matriz de consumos intermedios, de ahí que será preciso acudir a técnicas más complejas. En este sentido, se puede acudir a procedimientos de carácter global, tal como procede Eurostat. Este instituto emplea una técnica, conocida como el eurométodo (EU), diseñada por Beutel (2002), para elaborar el marco input-output (tabla simétrica y tablas *supply-use*) homogéneamente para los distintos estados que forman parte de la Unión Europea (Eurostat, 2008).

Dentro de los múltiples métodos de ajuste matricial, en el entorno input-output, se encuentra otro procedimiento global propuesto por Pereira *et al.* (forthcoming), que es susceptible de ser empleado en una segunda instancia. Este procedimiento presenta ciertas ventajas frente al EU: se adapta a distintos formatos (simétrico y rectangular), es aplicable en distintos escenarios de información y aporta soluciones convergentes. Se trata de un algoritmo de escala que logra estimaciones de distintas magnitudes de TIOs mediante dos trayectorias opuestas, que son compatibles con el deseado equilibrio entre oferta y demanda. De forma más explícita, es una dinámica en la que se obtienen en cada iteración dos aproximaciones del vector de demanda intermedia, que en un principio no coinciden pero a medida que avanza el proceso tienden a converger. Las diferencias resultantes en cada fase iterativa se distribuyen en doble sentido mediante un determinado criterio de reparto. En definitiva, por lo general se intentan construir TIOs regionales significativas utilizando los datos disponibles eficientemente.

⁴ En este caso, el ajuste en la estructura de costes de cada rama de actividad (columnas) no tiene que coincidir con el ajuste en la utilización del producto de esa rama por el conjunto de la economía (filas).

En el siguiente apartado se hará una revisión de los distintos LQ y a continuación se introduce una nueva formulación en la que se utilizarán dos parámetros: uno afectará a las rectificaciones por filas y otro a las rectificaciones por columnas. Se plantearán distintas posibilidades de actuación, primero sobre la matriz de consumos intermedios; y segundo sobre la generación de la matriz de coeficientes técnicos. Después, en un apartado de carácter aplicado se realizarán distintos contrastes entre las estimaciones de la tabla simétrica (2005) española y la tabla oficial publicada por Eurostat. Para ello, se emplearán distintos estadísticos. Por último, se resaltarán algunas conclusiones.

2.- COCIENTES DE LOCALIZACIÓN

Antecedentes históricos a la fórmula FLQ

En relación a la elaboración de TIOs regionales *non-survey*, según Flegg *et al.* (1997) y Flegg y Webber (2000), se usan normalmente LQ . Existen distintas formulaciones para los LQ , y a medida que ha transcurrido el tiempo se han complicado sus expresiones⁵. En este sentido, la principal ventaja de esta metodología es que cuantifica la proporción de requerimientos regionales para un determinado sector en una región específica. Esta propuesta metodológica surge de la hipótesis adoptada por Jensen *et al.* (1979), en la que se admite que los coeficientes técnicos regionales (a_{ij}^R) derivan de los nacionales (a_{ij}^N) a partir de un efecto multiplicativo surgido de un factor de participación dentro del comercio regional LQ_{ij} :

$$a_{ij}^R = a_{ij}^N LQ_{ij}, \quad i, j = 1, 2, \dots, n. \quad (1)$$

Los subíndices i y j hacen referencia a los sectores suministradores y compradores, respectivamente. Por lo demás, a_{ij}^R se define como la cantidad regional de input i que se necesita para producir una unidad del producto j , y se puede denominar alternativamente como coeficiente de compras regionales (Fuentes, 2002).

Según Jensen *et al.* (1979), a los coeficientes técnicos regionales se les impone una restricción primordial dada por el siguiente criterio:

$$\begin{aligned} a_{ij}^R &= a_{ij}^N LQ_{ij}, & \text{si } LQ_{ij} \leq 1. \\ a_{ij}^R &= a_{ij}^N, & \text{si } LQ_{ij} > 1 \end{aligned} \quad (2)$$

⁵ En Miller y Blair (2009) se hace un repaso detallado de todas estas técnicas.

Lo cual significa que si la región es autosuficiente, el LQ es mayor que la unidad, entonces el coeficiente regional es exactamente el coeficiente asociado a la matriz de consumos intermedios nacional. En cambio, si la región es importadora neta, lo que indica que el LQ sea menor que la unidad, el coeficiente regional será inferior al nacional.

Sin embargo, los LQ no prevén las posibles importaciones que realizan las regiones. Para evitar este suceso, Flegg *et al.* (1997) y Flegg y Webber (2000) plantearon una formulación alternativa. Ahora bien, antes de entrar en este aspecto se considera pertinente destacar las distintas propuestas de LQ que habían surgido anteriormente.

Los cocientes de localización simple (SLQ)⁶ verifican la aportación de la industria de una región con la contribución de la misma industria al total (de la nación). Su expresión genérica es la siguiente:

$$SLQ_i = \frac{\frac{x_i^R}{x^R}}{\frac{x_i^N}{x^N}}, \quad (3)$$

en donde, x_i^R es la producción del sector i en la región R , x^R es la producción (total) de la región R , x_i^N es la producción del sector i en el total del país y, por último, x^N es la producción (total) del país⁷.

Se cree conveniente simplificar la fórmula del SLQ_i para posteriores desarrollos matemáticos. Por lo tanto, se tiene alternativamente que

$$SLQ_i = \frac{\frac{x_i^R}{x_i^N}}{\frac{x^R}{x^N}} = \frac{wx_i^R}{wx^R}, \quad (4)$$

en donde wx_i^R representa el peso de la producción del sector i sobre la producción nacional y wx^R se corresponde con la cuota de participación de la región R en la producción nacional. En la práctica la obtención de estos coeficientes es muy sencilla. Según Flegg *et al.* (1997) y Fuentes (2002), dichos coeficientes son algo imprecisos

⁶ SLQ procede de la expresión en inglés *Simple Location Quotient*.

⁷ Un SLQ_i mayor que 1 significa que la participación del sector i en la región es mayor que en el total del país, lo que implica que el sector puede ser autosuficiente o exportador. En cambio, un SLQ_i menor que 1 indica que la participación del sector i en la región es menor que en el total del país, o sea, el sector es importador del resto de las regiones. El SLQ_i solamente tiene presente el tamaño de la región y el peso del sector vendedor para determinar las importaciones regionales pero prescinde de la importancia del sector comprador.

dado que, generalmente, los resultados sobreestiman la producción regional de algunas industrias. Por este motivo, otras fórmulas como la *FLQ* o la *AFLQ* corrigen estos problemas y, en consecuencia, optimizan el proceso de generación de TIOs regionales. Los cocientes de localización interindustrial (*CILQ*)⁸ cuantifican, para una determinada región, la importancia relativa de la industria suministradora *i* respecto a la industria compradora *j*, para mayor detalle véase Schaffer y Chu (1969). Su término genérico se escribe del siguiente modo:

$$CILQ_{ij} = \frac{SLQ_i}{SLQ_j}. \quad (5)$$

Si se realiza una simplificación se obtiene una expresión alternativa

$$CILQ_{ij} = \frac{wx_i^R}{wx_j^R}. \quad (6)$$

En la cual se ve claramente como este indicador considera la importancia de los sectores vendedores y compradores pero excluye el tamaño de la región porque se anula su efecto. De hecho, este dato se recoge en los *SLQ*, tanto del sector suministrador como comprador, pero en realidad acaba desvaneciéndose del proceso estimativo, tal como se comprueba en la anterior fórmula⁹. Además, se basa en una hipótesis engañosa que está implícita, obsérvese que (en las tablas simétricas) si $i = j$ implica que todos los sectores pueden satisfacer toda la demanda de su propio sector a nivel local, indistintamente del tamaño del sector. Este problema no se manifiesta en las tablas rectangulares. Morrison y Smith (1974) modificaron el *CILQ* correspondiente a los elementos de la diagonal principal de la siguiente forma:

$$MOSLQ_{ij} = CILQ_{ij} \cdot SLQ_i. \quad (i = j) \quad (7)$$

Sin duda alguna, la aplicabilidad que caracteriza a este método es una de sus principales cualidades, porque permite obtener estimaciones sectoriales sin necesidad de conocer los flujos interindustriales de bienes y servicios. En cambio, como desventaja el método disminuye significativamente el valor de determinados

⁸ Análogamente, de acuerdo con sus siglas en inglés *Cross-Industry Location Quotient*.

⁹ Según Fuentes (2002), el principal objetivo de esta formulación es averiguar si los requerimientos de inputs por parte del sector *j* en la región se satisfacen, o no, dentro de la misma. Por lo tanto, si las ventas de la industria regional vendedora *i* respecto de la industria nacional vendedora *i* son mayores que la producción regional compradora *j* respecto a la producción nacional compradora se obtiene un *CILQ_{ij}* mayor a 1. Por el contrario, si el coeficiente *CILQ_{ij}* es menor a la unidad, los inputs que la industria *j* necesita para efectuar su producción en la región, probablemente no sean suficientes, de tal modo dicha industria tiene que recurrir a importaciones de otras regiones.

coeficientes técnicos. En algunas ocasiones, también se observa una subestimación de las propensiones a importar, es decir, una autosuficiencia mayor a la real.

Otra propuesta es la sugerida por Round (1978), simbolizada normalmente mediante la abreviatura RLQ . Su expresión es del siguiente modo:

$$RLQ_{ij} = \frac{SLQ_i}{\log_2(1 + SLQ_j)}. \quad (8)$$

Este indicador intenta superar las limitaciones del $CILQ$. Round sostiene que los coeficientes dependen de los tamaños relativos del sector vendedor y comprador, y al igual que el de la región objeto de estudio. Como puede verse, este caso se realiza un suavizado semilogarítmico del SLQ .

La fórmula FLQ y su versión modificada

La fórmula FLQ ha sido diseñada por Flegg y Webber, con la firme idea de superar los problemas que caracterizaban a los procedimientos anteriores¹⁰, especialmente la sobreestimación de la autosuficiencia de los distintos sectores productivos. En esencia, los principales elementos de este procedimiento son, por un lado, los $CILQ_{ij}$ y, por otro, el rol atribuido al tamaño de la economía regional. En concreto, se define los FLQ como:

$$FLQ_{ij} = CILQ_{ij} \cdot [\log_2(1 + \frac{x^R}{x^N})]^\delta, \quad 0 < \delta < 1. \quad (9)$$

Por lo general, se abrevia el factor que pondera el tamaño de la región por medio de

$$\lambda = [\log_2(1 + \frac{x^R}{x^N})]^\delta. \quad (10)$$

En esta expresión aparece un parámetro, δ , que es un coeficiente asociado a las importaciones interregionales. Además, el parámetro λ ejerce como único elemento corrector sobre los $CILQ$.

Por lo tanto, según se explicó anteriormente en (2), se tiene que

$$\begin{aligned} a_{ij}^R &= a_{ij}^N FLQ_{ij}, & \text{si } CILQ_{ij} \leq 1. \\ a_{ij}^R &= a_{ij}^N, & \text{si } CILQ_{ij} > 1 \end{aligned} \quad (11)$$

¹⁰ En realidad, la fórmula FLQ es una versión modificada de RLQ .

De acuerdo con los estudios empíricos realizados (Flegg y Webber, 1996a, 1996b), se ha ratificado que este procedimiento predomina sobre los definidos anteriormente, porque contribuye a reducir el error¹¹. No obstante, la fórmula FLQ todavía recibirá algunas críticas. En este sentido, McCann y Dewhurst (1998) inciden en que dicha fórmula no contempla un escenario en el cual una industria a nivel regional alcance una especialización mayor que la industria a nivel nacional. A su vez, Bonfiglio (2005) y Riddington *et al.* (2006) sostienen que el método propuesto no necesariamente supera las limitaciones de los anteriores métodos.

Posteriormente, Flegg y Webber (2000) responden con una reformulación, incorporando una corrección en relación a la especialización de las ramas compradoras:

$$AFLQ_{ij} = FLQ_{ij} \cdot \log_2(1 + SLQ_j). \quad (12)$$

A pesar de ello, persiste una limitación en esta última fórmula dado que solamente es aplicable si el SLQ_j es mayor que 1. En resumen, se tiene que

$$AFLQ_{ij} = \begin{cases} FLQ_{ij} \cdot \log_2(1 + SLQ_j), & \text{si } SLQ_j > 1. \\ FLQ_{ij}, & \text{si } SLQ_j \leq 1. \end{cases} \quad (13)$$

Por lo tanto, aumentar la especialización supone incrementar el coeficiente y , en consecuencia, disminuir las importaciones de otras regiones.

En la fórmula FLQ , al igual que en su versión ampliada, el parámetro δ desempeña una función relevante en la estimación de los coeficientes regionales. Por eso, antes de efectuar la regionalización de una matriz nacional, hay que elegir el valor de dicho parámetro. El mismo debe ser cuantificado previamente, aunque los datos necesarios para ello requieren de cierta información que se reconoce de antemano que no está disponible; de lo contrario, no tendría lugar la generación de TIOS regionales. Flegg *et al.* (1997) utilizan un valor considerado como prudente a priori para una región de tamaño intermedio, en concreto es el 0.3. No obstante, si la región es pequeña debe asignarse un valor menor al señalado y si la misma es más grande uno mayor.

¹¹ Recientemente Flegg y Thomo (2011) realizan un estudio para las regiones de Finlandia en donde se analiza la capacidad de actuación de esta técnica, al igual que la de su versión ampliada.

Nuevas fórmulas de cocientes de localización

En la generación de TIOs regionales conviven dos correcciones simultáneas, por filas y columnas, sobre la matriz de consumos intermedios nacional de acuerdo con distintos LQ , o cuotas de participación sectorial por región. Sin embargo, las correcciones no tienen porque realizarse del mismo modo, o sea, la influencia de cocientes empleados para tal fin puede ser heterogénea.

La fórmula FLQ ha sido muy explotada pero presenta cierta rigidez porque usa solamente un parámetro que afecta a un suavizado –de tipo semilogarítmico– del peso de la producción (empleo o valor añadido) regional sobre el total nacional. Por consiguiente, se trata de una única forma posible de efectuar las proyecciones, condicionadas por los $CILQ_{ij}$, a través del escalar λ . En la fórmula $AFLQ$ permanece el mismo razonamiento, tan solo se incluye una corrección (por columnas) sobre los SLQ de las distintos sectores compradores de la economía regional.

Con vistas a superar este tratamiento de carácter uniforme de los $CILQ_{ij}$, se cree conveniente recurrir a una doble parametrización que contribuya a una óptima elaboración de TIOs regionales. Además, tal como se comentó, en la fórmula FLQ se utiliza una expresión semilogarítmica para cometer un suavizado de una magnitud concreta, pero no es la única alternativa porque se puede trabajar con otro tipo de expresiones que logran un efecto similar. Eso sí, el valor del correspondiente parámetro variará según el tipo de función empleada.

A continuación se plantea una nueva formulación de los LQ . Se puede estimar la matriz de coeficientes técnicos regionales (domésticos) o la matriz de consumos intermedios (domésticos)¹², en un primer momento se selecciona la segunda opción porque las interpretaciones económicas de las rectificaciones serán inmediatas. Con tal intención y a modo de avance, se realiza una primera aproximación de la matriz de consumos intermedios regionales a partir de la TIO nacional¹³. Si bien, después se hará un mayor desarrollo. En principio, se señala la siguiente expresión matricial (de carácter genérico):

$$\tilde{X}^R = R(\alpha)X^N S(\beta), \quad (14)$$

¹² En lo sucesivo y sin necesidad de simbolizarlo, se sobreentiende que se trabaja con flujos domésticos. Pulido (1996) hace una reflexión sobre las posibilidades y limitaciones de las TIOs regionales, y entre otros aspectos, presenta un esquema de flujos entre regiones que contextualiza la aplicación de LQ .

¹³ La exposición del procedimiento se desarrolla en el entorno de la tabla simétrica pero también se puede adaptar al formato rectangular.

en donde $R(\alpha)$ y $S(\beta)$ son matrices diagonales y los elementos de sus diagonales principales ejercen de coeficientes correctores. Los escalares α y β son los parámetros influyentes en las rectificaciones por filas y columnas, respectivamente. Existen distintas maneras de abordar dichas rectificaciones, y no necesariamente tienen que tener el mismo comportamiento. En realidad, se trata de efectuar suavizados de los cocientes utilizados en el proceso de corrección mediante distintas funciones; por ejemplo, lineales, semilogarítmicas o potenciales.

El elemento característico de la matriz \tilde{X}^R se expresa del siguiente modo:

$$\tilde{x}_{ij}^R = r_i(\alpha) x_{ij}^N s_j(\beta), \quad i, j = 1, 2, \dots, n. \quad (15)$$

Ahora bien, los coeficientes de rectificación podrían adoptar distintas formas. En este caso, será utilizado el SLQ_i como referencia, aunque se puede recurrir a otros cocientes. Seguidamente, se presenta una de las posibles expresiones genéricas para los elementos de la diagonal principal de la matriz $R(\alpha)$:

$$r_i(\alpha) = (SLQ_i)^\alpha, \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (16)$$

Análogamente sucede con los elementos de la diagonal principal de $S(\beta)$:

$$s_j(\beta) = (wx_j^R)^\beta, \quad j = 1, 2, \dots, n. \quad (17)$$

En las rectificaciones por columnas se propone usar el tamaño de la producción regional del sector j sobre el nacional¹⁴, wx_j^R . Se podría acudir al SLQ_i pero la solución resultante no sería la misma, sería similar pero ligeramente peor. Por lo tanto, la propuesta metodológica seleccionada para generar TIOs regionales es la siguiente:

$$\tilde{x}_{ij}^R = (SLQ_i)^\alpha x_{ij}^N (wx_j^R)^\beta, \quad i, j = 1, 2, \dots, n. \quad (18)$$

Los parámetros α y β toman valores positivos y se aproximan (relativamente) a cero. Se utiliza un suavizado de tipo potencial, aunque existen otras posibilidades de actuación¹⁵. En definitiva, según (18) cada x_{ij}^N es rectificado de acuerdo con un coeficiente dado por $(SLQ_i)^\alpha (wx_j^R)^\beta$. En la fórmula FLQ , y por extensión en la $AFLQ$, hay que extraer del proceso de generación aquellos $CILQ$ que superen la unidad, así se recuerda en (11).

¹⁴ También se puede trabajar en términos de empleo o valor añadido.

¹⁵ Se emplea el término de suavizado; sin embargo, no siempre se aminoran los cocientes o magnitudes de referencia. Es más, en determinadas ocasiones se acentuará su efecto.

Esa circunstancia raramente sucede en este nuevo planteamiento. Estos coeficientes difícilmente superan el valor 1, debido precisamente al valor que toma $(wx_j^R)^\beta$.

Se podría pensar que, a partir de (18) y con los parámetros que minimizan los errores de dicho proceso, se generaría inmediatamente la matriz de coeficientes técnicos regionales y que su término general sería el siguiente:

$$\tilde{a}_{ij}^R = \frac{\tilde{x}_{ij}^R}{x_j^R} = (SLQ_i)^\alpha x_{ij}^N (x_j^N)^{-\beta} (x_j^R)^{\beta-1}, \quad i, j = 1, 2, \dots, n. \quad (19)$$

Aunque por esta vía no se optimizarían necesariamente los resultados. Para evitar posibles disfunciones, es recomendable acudir a otra dinámica estimativa con unos nuevos parámetros. Por lo tanto, de manera análoga a la expuesta para la matriz de consumos intermedios, se plantea la estimación de la matriz de coeficientes técnicos regional del siguiente modo:

$$\tilde{A}^R = R(\lambda)A^N S(\mu), \quad (20)$$

La filosofía de trabajo es idéntica al anterior desarrollo, en el que se dan simultáneamente dos rectificaciones a través de las matrices diagonales. Sin embargo, estas rectificaciones pueden enfocarse de distintas maneras, tanto en lo que se refiere a las magnitudes como al suavizado de las mismas. A continuación se indican los elementos característicos que definen algunas de las posibles estimaciones:

$$\tilde{a}_{ij}^R = (SLQ_i)^{\lambda_1} a_{ij}^N (wx_j^R)^{\mu_1}, \quad i, j = 1, 2, \dots, n. \quad (21)$$

$$\tilde{a}_{ij}^R = (SLQ_i)^{\lambda_2} a_{ij}^N (SLQ_j)^{\mu_2}, \quad i, j = 1, 2, \dots, n. \quad (22)$$

$$\tilde{a}_{ij}^R = (wx_i^R)^{\lambda_3} a_{ij}^N (SLQ_j)^{\mu_3}, \quad i, j = 1, 2, \dots, n. \quad (23)$$

Los escalares empleados son positivos y (relativamente) cercanos a 0, aunque previsiblemente distintos en cada una de las alternativas definidas.

3.- APLICACIÓN PRÁCTICA

Análisis de las estimaciones de la matriz de consumos intermedios

Con la firme idea de revelar la eficacia del procedimiento, se hacen varias comparaciones entre diferentes estimaciones de la tabla simétrica (2005) de flujos domésticos de España –a partir de la tabla simétrica EA17¹⁶– y la tabla *survey*. Se ha elegido esta aplicación para evitar sesgos en la estimación vinculados a las diferentes aproximaciones metodológicas en la elaboración de las tablas *survey* a escala regional (por ejemplo, los derivados del tratamiento de las sedes centrales y las diferencias en las clasificaciones sectoriales) problemas que no existen por construcción en el ejemplo planteado.

A estos efectos, existen distintas formas de afrontar los correspondientes contrastes¹⁷.

En esta ocasión, se emplean los siguientes estadísticos:

$$\gamma_1 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (\tilde{x}_{ij}^R - x_{ij}^R) / (n^2 - z) \quad (24)$$

$$\gamma_2 = MSE = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (\tilde{x}_{ij}^R - x_{ij}^R)^2 / (n^2 - z) \quad (25)$$

$$\gamma_3 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |\tilde{x}_{ij}^R - x_{ij}^R| / (n^2 - z) \quad (26)$$

$$\gamma_4 = WAPE = 100 \times \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |\tilde{x}_{ij}^R - x_{ij}^R| / \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{ij}^R \quad (27)$$

En donde x_{ij}^R es el consumo intermedio genérico obtenido de forma directa, \tilde{x}_{ij}^R es su estimación a través de un determinado proceso de generación de TIOs regionales, n es el número de sectores (en la aplicación práctica la desagregación sectorial alcanza 59 ramas) y z es el número de celdas en las que los x_{ij}^R son iguales a cero.

Por consiguiente, los estadísticos sugeridos se expresan sobre los consumos intermedios (domésticos), pero las fórmulas indicadas se podrían extrapolar a otros contextos. El estadístico γ_1 cuantifica la subestimación o sobreestimación de los consumos

¹⁶ La zona del euro comprende los estados miembros de la EU que han adoptado el euro como moneda común. Se constituyó en enero de 1999 con 11 países y se ha expandido a 17 países, hasta el momento.

¹⁷ El tamaño de una economía puede influir en el valor de los parámetros empleados para conseguir una solución óptima. En este sentido, hay que recordar que la producción de España del año 2005 representa el 11,6 % de la producción de la UE17. Además, las posibilidades de actuación son variadas. De hecho, se puede centrar la atención sobre los consumos intermedios, sobre los coeficientes técnicos o, incluso, sobre los elementos de la inversa de Leontief.

intermedios a través del método indirecto usado en la construcción de TIOs regionales. La segunda fórmula γ_2 , el error cuadrático medio (*MSE*), detecta tanto el desvío como la dispersión. El estadístico γ_3 toma las diferencias en su valor absoluto, dado que γ_1 puede hacer que los errores negativos se compensen con los errores positivos. Por último, el estadístico γ_4 expresa la desviación media absoluta como un porcentaje del valor medio de x_{ij}^R (Sawyer y Miller, 1983); también se conoce como *WAPE* (en referencia a la expresión anglosajona *Weighted Absolute Percentage Error*).

Es necesario encontrar los valores de α y β que minimizan los errores definidos en las anteriores fórmulas. Para ello, se recurre a las representaciones gráficas de los distintos campos escalares determinados por los estadísticos en función de α y β . En este caso, se realiza una transformación de los estadísticos considerados (excepto γ_1) con vistas a homogenizar dichas representaciones, de tal modo que sus valores queden comprendidos en el intervalo $[0, 100]$. En este sentido, véase la correspondiente formulación:

$$\gamma_k^*(\alpha, \beta) = \frac{\gamma_k(\alpha, \beta) - \inf[\gamma_k(\alpha, \beta)]}{\sup[\gamma_k(\alpha, \beta) - \inf[\gamma_k(\alpha, \beta)]]} \times 100, \quad k = 2,3,4. \quad (28)$$

A continuación se analizan los contrastes entre las estimaciones de la tabla simétrica y la tabla simétrica *survey*. En primer lugar se acude a γ_1 , en este sentido se elabora una matriz en donde se indica el valor del estadístico en función de los valores que toman α y β .

Tabla 1: matriz del estadístico γ_1 en función de los parámetros α y β

$\beta \setminus \alpha$	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4	1,5	1,6	1,7	1,8
1,4	-147	-145	-142	-140	-137	-134	-131	-127	-123
1,3	-115	-113	-110	-108	-104	-101	-97	-92	-88
1,2	-77	-74	-71	-68	-64	-60	-55	-50	-45
1,1	-30	-27	-23	-20	-15	-10	-5	1	7
1,0	28	31	35	40	45	50	56	63	71
0,9	99	103	107	112	118	124	132	140	149
0,8	187	191	196	201	208	216	224	234	244
0,7	294	299	305	311	319	328	338	349	361
0,6	428	433	439	447	456	466	477	490	505

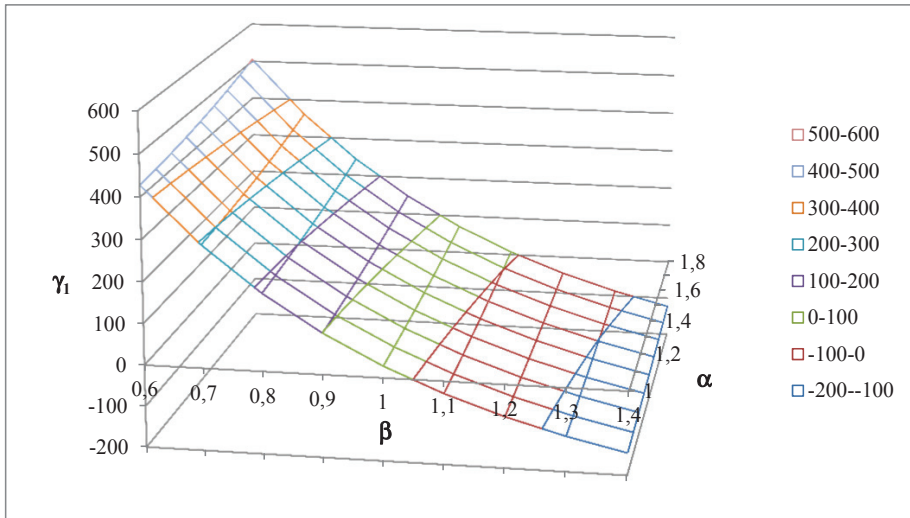
Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

El par que optimiza los resultados es $(\alpha, \beta) = (1.7, 1.1)$. En concreto γ_1 se anula en $(1.6859, 1.1)$. Ahora bien, esta medida de error no es la más apropiada debido a las compensaciones que se dan entre los errores positivos y negativos. Se observa que las

variaciones en el parámetro β provocan mayores variaciones en el estadístico que las variaciones en α .

Con vistas a visualizar mejor los cambios de comportamiento del campo escalar asociado a la tabla 1, se introduce la siguiente gráfica:

Gráfica 1: comportamiento de los $\gamma_i(\alpha, \beta)$



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

En segundo lugar se acude al *error cuadrático medio*. En este caso no existen compensaciones entre errores pero también se excluyen las celdas nulas, provisionalmente parece prudente prescindir de estas celdas dado que, en principio, podrían alterar la solución. Además, por la propia estructura de las distintas economías, estas celdas son relativamente elevadas en número.

Tabla 2: matriz de $\gamma_2 \times 10^{-5}$ en función de los parámetros α y β

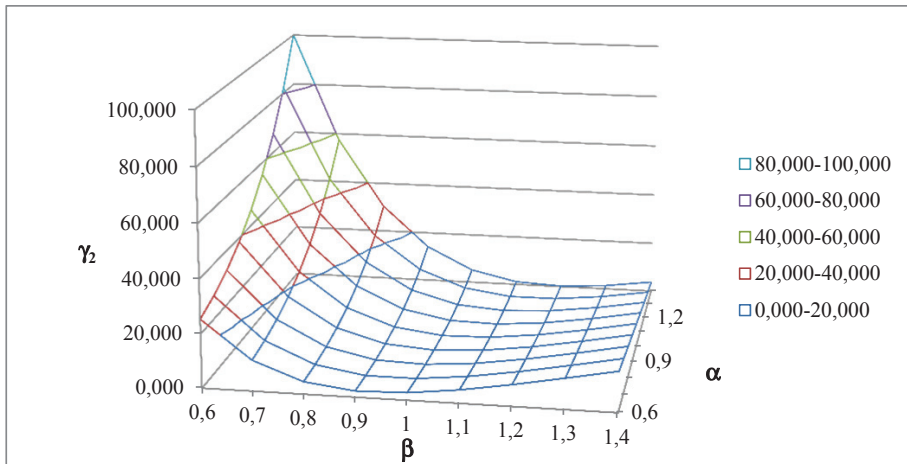
$\beta \setminus \alpha$	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4
1,4	16,3	14,9	13,4	12,0	10,6	9,2	7,8	6,6	5,4
1,3	12,8	11,4	10,0	8,6	7,2	6,0	4,8	3,9	3,1
1,2	9,5	8,1	6,7	5,5	4,3	3,4	2,6	2,1	2,0
1,1	6,5	5,3	4,1	3,2	2,4	1,9	1,8	2,0	2,8
1,0	4,5	3,5	2,7	2,2	2,1	2,3	3,1	4,6	6,8
0,9	4,0	3,5	3,3	3,6	4,4	5,8	8,1	11,3	15,6
0,8	6,2	6,4	7,2	8,6	10,9	14,1	18,4	24,1	31,4
0,7	12,9	14,2	16,4	19,5	23,8	29,5	36,8	46,1	57,7
0,6	26,6	29,5	33,7	39,3	46,6	55,8	67,4	81,8	99,4

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

Por esta vía, el par que optimiza los resultados es $(\alpha, \beta) = (1.2, 1.1)$. Aunque hay pares próximos a éste que también contribuyen a resultados aceptables. En comparación con γ_1 , es necesario disminuir el valor de α para alcanzar el mínimo global, pero coincide el valor de β .

Seguidamente se visualiza el comportamiento de γ_2 a través de un campo escalar transformado según (28).

Gráfica 2: comportamiento de los $\gamma_2 (\alpha, \beta)$ transformados



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

Avanzando en la tarea de contrastes, se obtienen los siguientes resultados para el estadístico γ_3 :

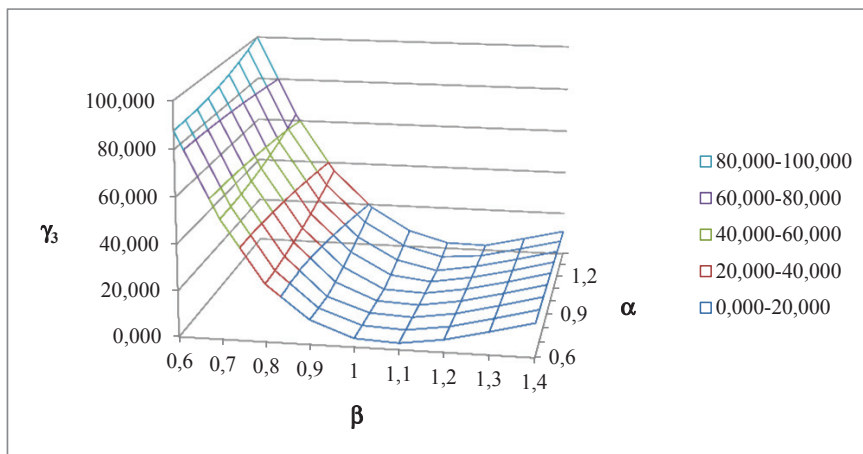
Tabla 3: matriz de $\gamma_3 \times 10^{-4}$ en función de los parámetros α y β

$\beta \setminus \alpha$	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4
1,4	17,9	17,7	17,6	17,4	17,3	17,1	16,9	16,8	16,6
1,3	16,2	16,0	15,9	15,7	15,6	15,4	15,3	15,2	15,1
1,2	14,7	14,5	14,3	14,2	14,1	13,9	13,8	13,7	13,6
1,1	13,8	13,6	13,4	13,2	13,0	12,9	12,8	13,2	13,7
1,0	14,1	13,9	13,7	13,5	13,3	13,7	14,2	14,8	15,5
0,9	16,5	16,1	15,8	16,1	16,6	17,1	17,7	18,4	19,2
0,8	21,4	21,4	21,7	22,0	22,4	23,0	23,6	24,4	25,2
0,7	30,6	30,7	30,9	31,2	31,6	32,2	32,8	33,6	34,5
0,6	43,0	43,1	43,3	43,7	44,1	44,7	45,4	46,2	47,2

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

El par (1.2, 1.1) también contribuye al mínimo error, al igual que en el caso anterior. Además, la representación gráfica guarda ciertas similitudes con la gráfica 2.

Gráfica 3: comportamiento de los γ_3 (α β) transformados



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

Por último, se analizan los valores de los *WAPES*.

Tabla 4: matriz de *wapes* en función de los parámetros α y β

$\beta \setminus \alpha$	0,6	0,7	0,8	0,9	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4
1,4	60,3	59,8	59,4	58,8	58,3	57,8	57,2	56,6	56,1
1,3	54,7	54,2	53,6	53,1	52,5	52,0	51,7	51,3	50,9
1,2	49,5	48,8	48,3	47,9	47,5	47,1	46,7	46,3	45,9
1,1	46,5	45,8	45,1	44,5	44,0	43,6	43,2	44,5	46,3
1,0	47,6	46,9	46,2	45,6	45,0	46,1	48,0	50,0	52,3
0,9	55,6	54,5	53,5	54,4	55,9	57,7	59,7	62,2	64,8
0,8	72,3	72,4	73,3	74,4	75,8	77,6	79,8	82,3	85,1
0,7	103,2	103,6	104,3	105,3	106,8	108,7	110,9	113,4	116,4
0,6	145,1	145,5	146,3	147,4	149,0	150,9	153,3	156,2	159,4

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

Una vez más, el par (1.2, 1.1) garantiza el error mínimo. Las tablas 3 y 4 tienen valores distintos, pero ambas responden al mismo campo escalar transformado, véase de nuevo la gráfica 3.

A modo de conclusión, se observa como el par de parámetros que aportan mejores soluciones es el mismo, salvo para el estadístico γ_1 . Incluso este par contribuye a una solución aceptable para γ_1 .

Análisis de las estimaciones de la matriz de coeficientes técnicos

En relación a las estimaciones de la matriz de coeficientes técnicos (domésticos) a través de (21), (22) y (23); solamente se muestran las gráficas de los campos escalares del estadístico γ_4 modificado según una adaptación de la expresión (28). En este sentido, se considera acertado introducir previamente los valores correspondientes a este estadístico en los tres escenarios programados para ver cuál es la mejor propuesta.

De acuerdo con la fórmula (21) se obtiene la siguiente matriz:

Tabla 5: matriz wapes en función de los parámetros λ_1 y μ_1

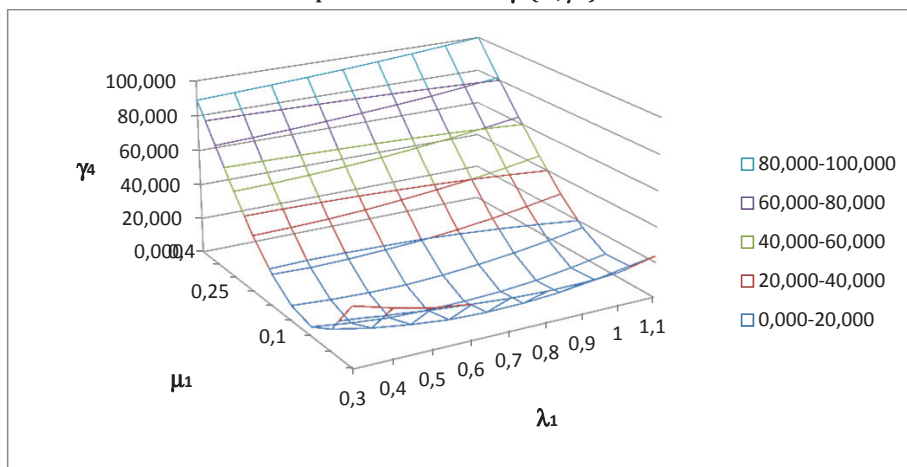
$\mu_1 \setminus \lambda_1$	0,30	0,40	0,50	0,60	0,70	0,80	0,90	1,00	1,10
0,40	69,65	69,76	69,88	70,01	70,15	70,32	70,50	70,70	70,92
0,35	67,39	67,48	67,59	67,73	67,88	68,04	68,24	68,48	68,76
0,30	65,15	65,20	65,30	65,43	65,59	65,80	66,06	66,35	66,68
0,25	63,08	63,12	63,20	63,32	63,52	63,74	64,00	64,33	64,71
0,20	61,45	61,37	61,41	61,51	61,64	61,86	62,14	62,47	62,86
0,15	60,37	60,20	60,11	60,09	60,20	60,39	60,65	60,99	61,38
0,10	59,98	59,66	59,43	59,37	59,40	59,50	59,70	60,03	60,44
0,05	60,82	60,32	59,97	59,72	59,64	59,68	59,83	60,13	60,53
0,00	63,22	62,54	62,00	61,67	61,49	61,40	61,42	61,57	62,08

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

Por esta vía es posible reducir el error, ya que si se estima la matriz de coeficientes técnicos a través la fórmula FLQ se logra un γ_4 igual a 62.91 (con un $\delta = 0.07$). Ahora bien, este estadístico disminuye en relación a $AFLQ$, en concreto toma el valor de 61.74 (con un $\delta = 0.09$). Pero, a pesar de ello, no alcanza la cifra del 59.37, dada precisamente por el par (0.6, 0.1). Es más, en la anterior tabla se observa cómo hay varios pares de parámetros que contribuyen a una solución más favorable que la fórmula $AFLQ$.

La representación gráfica del campo escalar –transformado según (28)– es la siguiente:

Gráfica 4: comportamiento de los γ_4 (λ_1, μ_1) transformados



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

Ahora, mediante la fórmula (22) se obtienen unos resultados aceptables, aunque ligeramente peores. Véase la siguiente tabla:

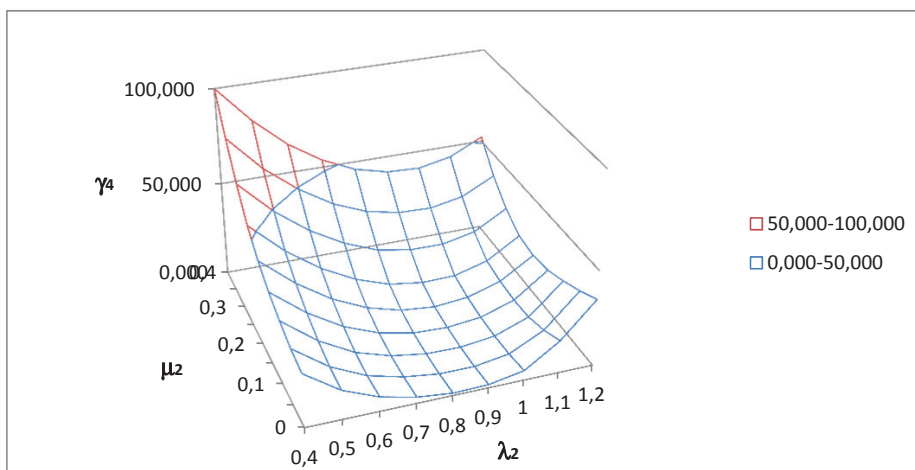
Tabla 6: matriz wapes en función de los parámetros λ_2 y μ_2

$\mu_2 \setminus \lambda_2$	0,40	0,50	0,60	0,70	0,80	0,90	1,00	1,10	1,20
0,40	65,64	64,81	64,15	63,66	63,31	63,12	63,09	63,24	63,59
0,35	64,86	64,06	63,46	62,98	62,66	62,50	62,47	62,62	62,99
0,30	64,20	63,45	62,86	62,42	62,11	61,98	61,97	62,13	62,56
0,25	63,65	62,93	62,38	61,97	61,70	61,58	61,60	61,81	62,28
0,20	63,26	62,60	62,08	61,71	61,50	61,42	61,49	61,73	62,20
0,15	62,98	62,35	61,87	61,56	61,39	61,36	61,45	61,70	62,26
0,10	62,78	62,17	61,73	61,48	61,36	61,35	61,44	61,73	62,42
0,05	62,62	62,05	61,67	61,46	61,36	61,36	61,48	61,87	62,62
0,00	62,54	62,00	61,67	61,49	61,40	61,42	61,57	62,08	62,85

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

El error mínimo se alcanza en el par (0.9, 0.1). En este escenario, coincide el valor del parámetro influyente por columnas pero se incrementa el otro parámetro. A continuación se efectúa su correspondiente representación gráfica.

Gráfica 5: comportamiento de los γ_4 (λ_2, μ_2) transformados



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

Las gráficas 4 y 5 guardan cierto parecido, aunque el mínimo global alcanza un valor levemente superior en la última de ellas.

Por último, se comprueba que la fórmula (23) aporta los siguientes resultados:

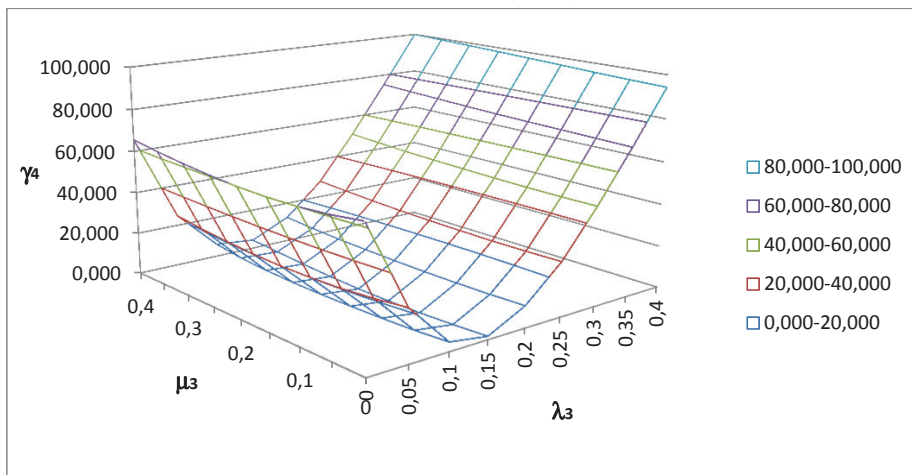
Tabla 7: matriz wapes en función de los parámetros λ_3 y μ_3

$\mu_3 \setminus \lambda_3$	0,00	0,05	0,10	0,15	0,20	0,25	0,30	0,35	0,40
0,40	66,69	63,01	61,34	61,16	61,89	63,32	65,34	67,52	69,78
0,35	66,50	62,84	61,14	61,05	61,79	63,24	65,25	67,45	69,72
0,30	66,36	62,72	61,05	60,94	61,72	63,16	65,17	67,38	69,66
0,25	66,24	62,63	60,99	60,85	61,67	63,10	65,11	67,31	69,60
0,20	66,16	62,58	60,97	60,79	61,64	63,06	65,06	67,25	69,53
0,15	66,14	62,60	60,98	60,77	61,62	63,04	65,01	67,20	69,46
0,10	66,17	62,64	61,02	60,79	61,62	63,02	64,98	67,16	69,39
0,05	66,28	62,76	61,06	60,84	61,64	63,03	64,96	67,11	69,32
0,00	66,46	62,92	61,16	60,91	61,69	63,07	64,96	67,07	69,27

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

Se puede ver cómo el par (0.15, 0.15) contribuye al mejor resultado, garantizando un error igual a 60.77. A su vez, también se acompaña su representación gráfica.

Gráfica 6: comportamiento de los γ_4 (λ_3, μ_3) transformados



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de EUROSTAT

Las tres propuestas indicadas alcanzan mejores soluciones que la fórmula *AFLQ*. En todo caso, la más apropiada de ellas es la primera, por lo menos para la economía aquí estudiada. En futuras investigaciones es oportuno estudiar los valores de los parámetros más idóneos para otras economías.

4.- CONCLUSIONES

Los procesos de generación de TIOs regionales a través de métodos *non-survey* basados en los *LQ* son muy frecuentes. En concreto, la fórmula *FLQ* y su versión ampliada son muy explotadas en este ámbito de trabajo, pero ambas técnicas tienen una peculiaridad que las condiciona bastante: el uso de un único parámetro que incide de forma homogénea sobre los *CILQ*. En este artículo, se han presentado nuevas formulaciones de *LQ* que superan este condicionante. De hecho, las propuestas metodológicas introducidas se caracterizan por el empleo de dos parámetros, que están asociados a suavizados específicos de determinadas magnitudes.

En la aplicación práctica se han realizado distintos contrastes para detectar aquellos parámetros que aportan soluciones óptimas. En ese sentido, se han construido diversas TIOs para España (2005) a partir de la TIO para EA17. Por supuesto, demostrada esta validez el siguiente paso debe ser su aplicación regional y local y comparar sus resultados con las TIOs *survey* regionales, pero siempre teniendo en cuenta los sesgos producidos por esas diferencias metodológicas en su elaboración. Por lo tanto, es necesario indicar que se acompañó esta aplicación a modo de una primera aproximación con vistas a estudiar la aplicabilidad de los procedimientos presentados.

En lo que se refiere a los resultados obtenidos para las estimaciones de la matriz de consumos intermedios, se ha visto que el par $(\alpha, \beta) = (1.1, 1.2)$ garantiza las mejores soluciones para los estadísticos γ_2 , γ_3 y γ_4 . En el entorno de la matriz de coeficientes técnicos, existe un punto de partida muy claro. Así, se tiene que a través de la fórmula *FLQ* se logra reducir el estadístico γ_4 a 62.91 (concretamente asociado a $\delta = 0.07$) y que este valor aún se reduce más usando la fórmula *AFLQ*: 61.74 ($\delta = 0.09$). Las tres propuestas analizadas –expresadas en (21), (22) y (23)– contribuyen a mejores resultados: 59.37, 61.35 y 60.77, respectivamente. Por lo tanto, en estas circunstancias es más provechoso el procedimiento que ejecuta las correcciones por filas basándose en los *SLQ* de las ramas suministradoras y las correcciones por columnas de acuerdo con el peso regional de las ramas compradoras sobre la producción nacional.

En futuras investigaciones se considera oportuno ampliar estos análisis a otro tipo de economías, especialmente a regiones en sentido estricto. Su aplicación a un conjunto de TIOs regionales también puede servir para medir el impacto de las diferentes

aproximaciones metodológicas a cuestiones tan relevantes desde el punto de vista regional como el tratamiento de las sedes centrales o el transporte de pasajeros y mercancías. Además, sería trascendente descubrir los parámetros adecuados para desarrollar cada uno de los distintos *LQ* aquí diseñados.

AGRADECIMIENTOS

Xesús Pereira y André Carrascal agradecen la ayuda financiera de la Xunta de Galicia, a través del proyecto PGIDIT 10TUR242004PR. A su vez, también hacen explícito el reconocimiento a los demás miembros del Grupo de Análisis y Modelización Económica (GAME) por los comentarios recibidos.

BIBLIOGRAFÍA

Beutel, J. (2002): *The Economic Impact of Objective 1 Interventions for the Period 2000-2006*, Informe para la Dirección General de Política Regional, Konstanz.

Bonfiglio, A. (2005): “Can non Survey Methods Substitute for Survey based Models? A Performance Analysis of Indirect Techniques of Estimating Coefficients and Multipliers”, *Università Politecnica delle Marche, Quaderno di Ricerca*, n.º 230.

Eurostat (2008): *Updating and Projection Input-Output Tables*. Luxemburg, Office for Official Publications of the European Communities.

Flegg, A. T. y Webber, C. D. (1996a): “Using Location Quotients to Estimate Regional Input-Output Coefficients and Multipliers”, *Local Economic Quarterly*, Vol. 4, p. 58-86.

Flegg, A. T. y Webber, C. D. (1996b): “The FLQ Formula for Generating Regional Input-Output Tables: an Application and Reformation”, *Working Papers in Economics*, n.º 17, University of the West of England, Bristol.

Flegg, A. T.; Elliott, M. V. y Webber, C. D. (1997): “On the Appropriate Use of Location Quotients in Generating Regional Input-Output Tables”, *Regional Studies*, Vol. 29, p. 547-561.

Flegg A. T. y Webber C. D. (2000): “Regional Size, Regional Specialization and the FLQ Formula”, University of the West of England, Bristol.

Flegg, A. T., Tohmo, T. (2011): Regional Input-Output Tables and the FLQ Formula: A Case Study of Finland”, *Regional Studies*, DOI:10.1080/00343404.2011.592138.

Fuentes, N. A. (2002): *Matrices de Insumo-Producto de los Estados Fronterizos del Norte de México*, Universidad Autónoma de Baja California, Plaza y Valdez, México.

Jensen, R. C.; Mandeveille, T. D. y Karunarate, N. D. (1979): *Regional Economic Planning: Generation of Regional Input-Output*, Croom Helm, London.

- Mccann, P. y Dewhurst, J. H. L. (1998): “Regional Size, Industrial Location and Input-Output Expenditure Coefficients”, *Regional Studies*, Vol. 32, p. 435-444.
- Miller, R.E. y Blair, P.D. (1985): *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*. Prentice Hall, Inc., Englewood Cliffs, New Jersey.
- Morrison, W. I. y Smith, P. (1974): “Non-Survey Input-Output Techniques at the Small Area Level: An Evaluation”, *Journal of Regional Science*, Vol. 14, n° 1, p. 1-14.
- Pereira, X.; Carrascal, A. y Fernández, M. (forthcoming): “Advances in Updating Input-Output Tables: Its Relevance for the Analysis of Regional Economies”, *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*.
- Pulido, A. (1996): “Input-Output Regional: Posibilidades y Limitaciones”, *XXII Reunión de Estudios Regionales*, Pamplona.
- Riddington, G.; Gibson, H. y Anderson, J. (2006): “Comparison of Gravity Model, Survey and Location Quotient based Local Area Tables and Multipliers”, *Regional Studies*, Vol. 40, n° 9, p. 1069-1081.
- Romero, C. A. y Mastronardi, L. J. (2012): “Estimación de Matrices de Insumo Producto Regionales mediante Métodos Indirectos. Una Aplicación para la Ciudad de Buenos Aires”, *MPRA*, n° 37006, University Library of Munich, Germany. Disponible en: http://mpra.ub.uni-muenchen.de/37006/1/MPRA_paper_37006.pdf
- Round, J. I. (1978): “An Inter-regional Input-Output Approach to the Evaluation of Non-survey Methods”, *Journal of Regional Science*, Vol. 18, n° 2, pp 179-194.
- Sawyer, C.H. y Miller R. E. (1983): “Experiments in regionalization of a national input-output table”, *Environment and Planning A*, Vol. 15, n° 11, p. 1501-1520.
- Schaffer, A. y Chu, A. (1969): “Non-survey Techniques for Constructing Regional Interindustry Models”, *Papers of the Regional Science Association*, Vol. 23, pp 83-101.
- Singh, I. y Singh, L. (2011): “Regional Input Output Table for the State of Punjab”, *MPRA*, n° 32344. Disponible en: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/32344>
- Stoeckl, N. (2012): “Comparing Multipliers from Survey and Non-survey based IO Models: An Empirical Investigation from Northern Australia”, *International Regional Science Review*, Vol. 35, n° 4, pp. 367–388.

NÚMEROS PUBLICADOS ANTERIORMENTE

1. UNA EVALUACIÓN DE LAS DIFERENCIAS ENTRE EL PARO REGISTRADO Y EL PARO EPA EN GALICIA: ¿SON CONSISTENTES LAS DIFERENCIAS TERRITORIALES EXISTENTES?
Melchor Fernández Fernández, Manuel Fernando Flores Mallo
2. DESCRIPCIÓN Y ANÁLISIS DE LA HUELLA URBANÍSTICA DEL BOOM INMOBILIARIO EN ASTURIAS MEDIANTE SISTEMAS DE INFORMACIÓN GEOGRÁFICA, 1996-2006
Víctor González Marroquín, Fernando Rubiera Morollón, José Luis Pérez Rivero
3. THE CONSUMPTION-INVESTMENT-UNEMPLOYMENT RELATIONSHIP IN SPAIN: AN ANALYSIS WITH REGIONAL DATA
Roberto Bande, Dolores Riveiro
4. PRIVATE SAVING RATES AND MACROECONOMIC UNCERTAINTY: EVIDENCE FROM SPANISH REGIONAL DATA
Roberto Bande, Dolores Riveiro
5. WHAT PLACES GROW FASTER? AN EMPIRICAL ANALYSIS OF EMPLOYMENT GROWTH FACTORS AT A LOCAL LEVEL FOR THE SPANISH ECONOMY
Diana Gutiérrez Posada, Fernando Rubiera Morollón, Ana Viñuela Jiménez

IDEGA

Instituto Universitario de Estudos
e Desenvolvemento de Galicia

Avda. das Ciencias, chalet nº 1
15782 Santiago de Compostela

Tel.: 881 81 43 39

Fax: 881 81 43 83

E-mail: idgsec@usc.es

WEB: <http://www.usc.es/idega>

IDEGA -Instituto de Estudos
e Desenvolvemento de Galicia-

