



## Probando supuestos del modelo Flegg para regionalizar matrices insumo-producto

### Testing Flegg model assumptions for regionalizing input-output tables

Edgardo Arturo Ayala Gaytán\*  
Miriam Valdés Ibarra\*\*

---

#### Información del artículo

Recibido:  
20 octubre 2021

Aceptado:  
31 octubre 2022

**Clasificación JEL:**  
C67, O18, R15, D57.

**Palabras clave:**  
matriz regional insumo-producto,  
regionalización por cuotas, fórmula FLQ, métodos indirectos.

#### Resumen

El método FLQ es uno de los más populares para obtener matrices insumo-producto regionales, debido a que requiere de poca información y a su precisión. En este trabajo, los supuestos del método son contrastados econométricamente con información de nueve países europeos y de la Unión Europea. Se encuentra que, la elasticidad de la cuota cruzada es la mitad de lo previsto por la fórmula original; además, las cuotas simples del sector vendedor son más importantes que las del comprador. Aun así, el poder predictivo del FLQ es ligeramente inferior a modelos más complejos, lo que reivindica su eficiencia práctica.

---

\* Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey; [edgardo@tec.mx](mailto:edgardo@tec.mx)

\*\* Universidad Autónoma de Coahuila; [miriam.valdes@uadec.edu.mx](mailto:miriam.valdes@uadec.edu.mx)

ISSN Electrónico: 2448-8402 | ISSN Impreso: 1870-221X | ©2022 Los autores



Article information	Abstract
Received: 20 October 2021  Accepted: 31 October 2022	Flegg's location quotient (FLQ) is one of the most popular non-survey methods for obtaining regional input-output tables. This method is widely adopted due to the minimum information requirements and the precision and accuracy of estimates. In this work, the assumptions of the method are econometrically contrasted with information from European Union and nine European countries. It is found that the simple location quotas of the seller's sector are more important than the ones of the buyers. Still, the FLQ model's predictive power is only slightly lower than more complex models, which reinforces the practical efficiency of the FLQ formula.
<b>JEL Classification:</b> C67, O18, R15, D57.	
<b>Keywords:</b> Regional input output tables, Regionalization by quotas, FLQ Formula, Indirect methods.	

## Introducción

El método de coeficiente de localización de Flegg (Flegg, Webber y Elliott, 1995) ha sido ampliamente utilizado para obtener matrices insumo-producto regionales. En Colombia, por ejemplo, destaca el uso de esta técnica para la identificación de sectores clave en la región del Caribe colombiano (Ramos, Polo y Arrieta, 2017), la determinación de las actividades con mayor impacto macroeconómico en la economía de Boyacá (Sanabria-Bautista y Cely-Acero 2018) y la detección de los efectos multiplicadores y flujos intersectoriales relevantes para la economía de Colombia en su conjunto (Gaytán y Del Pilar, 2017). En México se ha empleado esta metodología en la construcción de matrices insumo-producto y contabilidad social para estados y regiones (Dávila y Valdés, 2012; Dávila, 2015 y 2019), para estudiar diversos fenómenos como energía (Ayala, Chapa y Treviño, 2015), efectos regionales del libre comercio (Ayala, Chapa, Treviño, Matteo y Pérez, 2015) y cuestiones de equidad de género (Chapa y Ayala, 2018 y 2019), entre otros. Así también, su uso abarca la construcción de un modelo insumo-producto para la ciudad de Buenos Aires, Argentina (Mastronardi y Romero, 2012), el análisis de coeficientes de localización para Córdoba, Argentina (Romero, Mastronardi y Faye, 2012; Flegg, Mastronardi y Romero, 2015) y el estudio del subsidio al sector silvícola de la región del Biobío, Chile (Mardones y Hernández, 2017).

El método es muy sencillo de aplicar y requiere de solo dos piezas de información, la matriz insumo-producto nacional y un vector de empleo o valor agregado sectoriales para la región en cuestión. En cambio, aún y cuando el método de entropía cruzada sólo requiere el vector de producción regional, involucra la solución de un problema de programación lineal que pudiera tener

problemas de convergencia (ver Lamonica, Rechionni, Chelli y Salvati, 2019), y otros como el RAS, que es fácil de implementar, requieren los vectores de producción y de demanda intermedia intrarregional (ver Temursho, Oosterhaven y Cardenete, 2020).

Si bien existen otros métodos de cuotas que usan la misma información, diferentes estudios que comparan las estimaciones de los métodos de cuotas contra matrices obtenidas por métodos directos (e.g. Flegg y Thomo, 2011, 2016a y 2016b) o mediante simulaciones de Monte Carlo (Bonfiglio y Chelli, 2008), tienden a concluir que el método de Flegg et al. es el más preciso.

No obstante, visualizando el método de Flegg et al. (1990) como modelo, este propone varias hipótesis implícitas, entre ellas que el parámetro del modelo del factor del tamaño de la región debe ubicarse entre cero y uno, que a mayor cuota de industria cruzada (CIQ por sus siglas en inglés) mayor debe ser el coeficiente intrarregional, que la elasticidad del CIQ, así como la de los coeficientes nacionales con respecto a los coeficientes intrarregionales debe ser uno, entre otras.

Hasta donde conocemos, no se ha probado empíricamente si estas hipótesis se confirman en la realidad. El presente artículo pretende contribuir en esta línea de investigación, contrastando empíricamente el modelo de Flegg en su formulación original con un modelo que no restringe las elasticidades de los coeficientes intrarregionales al CIQ, o en su caso las cuotas de localización del sector vendedor y comprador, y los coeficientes técnicos nacionales.

Debido a que no se tiene acceso a una matriz insumo-producto nacional y a las matrices de sus regiones obtenidas con base en encuestas, el ejercicio se realiza asumiendo que la Unión Europea (EU por sus siglas en inglés) es el estado-nación y los países que la conforman son las regiones sub-nacionales. Para ello, se utilizan las matrices insumo-producto del Sistema de Cuentas Nacionales Europeo, esto es, la matriz insumo-producto del agregado de 17 países de la Unión Europea (EU17) y las matrices de nueve países que eran comparables con la matriz agregada.<sup>1</sup> Consideramos que esta estrategia es válida dada la alta integración económica y política de la EU, de hecho, la política regional de la EU tiene por objetivo esencial la cohesión económica y social<sup>2</sup>, esto es, lograr mayor igualdad de productividad e ingreso a través de sus regiones.<sup>3</sup>

---

<sup>1</sup> Bélgica, Alemania, Estonia, Irlanda, Francia, Italia, Austria, Eslovenia y Eslovaquia.

<sup>2</sup> Ver <https://derechoeuropeo.leyderecho.org/objetivo-n-1/>

<sup>3</sup> Existe evidencia de que los países que conforman la EU mostraron un proceso de convergencia en ingresos que se detuvo en los años ochenta (Cappelen, Castellacci y

La siguiente sección contiene una breve revisión de las aplicaciones del método de Flegg et al. Posteriormente, examinamos el método de un modelo más general donde se flexibilizan los parámetros y se permite un componente estocástico, esto con el fin de evaluar las hipótesis implícitas del método, así como las restricciones que deben satisfacer. Finalmente, se estima económicamente el modelo generalizado para probar si las hipótesis y las restricciones del método se cumplen en un sentido estadístico. Concluimos que el método de Flegg et al. en su forma original sigue siendo razonablemente preciso a un costo más bajo, pero el ejercicio muestra que no todas las hipótesis del modelo se cumplen, lo que sugiere nuevas líneas para desarrollar otros métodos indirectos.

## EL MÉTODO DE FLEGG

### 1. Revisión de la literatura

Entre los métodos indirectos más utilizados para obtener estimadores de los coeficientes técnicos intrarregionales se encuentran los métodos denominados de cuota, el de Flegg et al. (1995) es un caso especial. En general, esta familia de métodos propone obtener los coeficientes técnicos intrarregionales de acuerdo con (1):

$$a_{ij}^{rr} = \begin{cases} \alpha_{ij}^r a_{ij}^n & \text{si } \alpha_{ij}^r < 1 \\ a_{ij}^n & \text{si } \alpha_{ij}^r \geq 1 \end{cases} \quad (1)$$

Donde definimos el coeficiente insumo-producto  $a_{ij}^{rr}$ , como las compras en pesos del insumo  $i$ , realizadas para producir un peso del sector  $j$ , donde tanto el proveedor como el comprador son de la misma región  $r$ , i.e. la primera  $r$  del supra índice denota la procedencia del vendedor y la segunda del comprador. Mientras que  $a_{ij}^n$  es el coeficiente técnico nacional de la matriz de transacciones domésticas. El parámetro  $\alpha_{ij}^r$  es el factor de ajuste que diferencia cada uno de los métodos de cuota. En general el factor refleja la abundancia del producto  $j$  en la región, de forma que mientras mayor sea, más contenido regional tendrá la compra, y pasando cierto umbral, que por lo general se define

---

Verspage, 2003). Para apoyar la igualdad de ingresos entre regiones, a partir de 1989, el objetivo 1 de los fondos estructurales de la EU establece entregar un apoyo a regiones que cuentan con un ingreso per cápita menor al 75% del ingreso per cápita promedio de la EU (Esposito y Bussoletti, 2008). En el caso de este apoyo, las regiones se definen como los territorios delimitados de nivel NUTS II en la Nomenclatura de Unidades Territoriales Estadísticas que ha elaborado Eurostat, esto es, el objetivo de igualdad de la EU va más allá de igualdad entre países.

en uno, todo el requerimiento técnico, que es igual al nacional porque tienen la misma tecnología, se surte dentro de la región.

Dos métodos muy comunes para determinar el parámetro  $\alpha_{ij}^r$  son el de cuota

simple, donde  $\alpha_{ij}^r = SLQ_i^r = \frac{x_i^r/x^r}{x_i^n/x^n}$  y el de cuota cruzada donde  $\alpha_{ij}^r = CIQ_{ij}^r = \frac{SLQ_i^r}{SLQ_j^r}$ .

La cuota de localización simple o SLQ (por sus siglas en inglés) es la razón de la proporción de la producción (denotado por  $x$ ) del sector  $i$  en la región  $r$ , en la producción total de la región en comparación nacional de ese sector. Es una variable que refleja tamaño o ventaja comparativa del sector  $i$ , que es el vendedor, en la región  $r$ . Si es mayor a 1, significa que el sector  $i$  es más importante en la región, es decir, se revela que la región tiene ventaja en la producción del sector  $i$ . Si es menor a 1 entonces es más bien pequeño por lo que hay que ajustar hacia abajo el coeficiente nacional. La cuota cruzada define el factor de ajuste no en términos absolutos de la cuota simple del vendedor, sino en términos relativos al "tamaño" del comprador, el sector  $j$ . Es decir, un sector vendedor  $i$  puede tener una  $SLQ_i$  de 0.4, pero si el que compra tiene una  $SLQ_j$  más pequeña, digamos 0.2, entonces la relación es 2, lo que indica que la oferta local basta y sobra para la reducida demanda de la región.

Flegg et al. (1995) y Flegg y Webber (1997) reconocieron que la cuota cruzada puede ser un avance sobre la simple, pero tiene el problema de no incorporar el tamaño de la región, lo cual es una omisión importante. Esto es así porque las regiones relativamente más pequeñas tienden a importar más de otras regiones, o de otros países, que las más grandes. Este hecho puede deberse a las economías a escala: en este contexto las regiones con mercados más grandes tienden a desarrollar más proveedores locales para la región más autosuficiente. Esta omisión en los métodos de cuotas simple y cruzada podría ser la causa de la sobrestimación de los coeficientes técnicos y los multiplicadores de producto cuando se contrastaban este tipo de estimaciones con los que se obtienen con base en métodos directos.

Así, Flegg y Webber (1997) proponen el siguiente ajuste sobre la cuota de localización cruzada:

$$FLQ_{ij}^r = \left[ \log_2 \left( 1 + \frac{x^r}{x^n} \right) \right]^\delta CIQ_{ij}^r; \text{ donde } 0 < \delta \leq 1 \quad (2)$$

Y los coeficientes intrarregionales se obtendría de acuerdo con la siguiente regla:

$$a_{ij}^{rr} = \begin{cases} FLQ_i^r a_{ij}^n & \text{si } FLQ_i^r < 1 \\ a_{ij}^n & \text{si } FLQ_i^r \geq 1 \end{cases} \quad (3)$$

El método propuesto soluciona el problema de la sobrestimación de los métodos de cuota simple y cruzada al costo de tener que estimar un parámetro, en este caso  $\delta$ . Mientras más cercano a cero, menor el ajuste, de hecho, en cero coincide con el de cuota cruzada. Mientras más cercano a uno, mayor es el ajuste hacia abajo en los contenidos regionales. ¿Cómo obtener estimaciones de  $\delta$ ? La práctica ha sido la de estimar la  $\delta$  óptima en los casos donde se tengan matrices insumo-producto construidas con métodos directos, es decir se estiman los coeficientes intrarregionales con base en la ecuación (2) y (3) para diferentes valores de  $\delta$ , y se comparan los coeficientes estimados o los multiplicadores de producto contra los “correctos” que son los que se obtienen de la matriz resultante de las encuestas. Se elige la  $\delta$  que minimiza los errores de estimación.

Con base en los casos de Peterborough en 1969 y de Escocia en 1989, Flegg y Webber (1997 y 2000) propusieron que un valor de  $\delta = 0.3$  es razonable para el método Flegg. En otro estudio para 20 regiones finlandesas Flegg y Thomo (2011) obtuvieron un valor óptimo de  $\delta = 0.25$ , y en Flegg y Thomo (2016b) se obtuvo que los valores de deltas óptimos para las regiones de Gyeongbuk y Daegu de Corea del Sur eran de 0.4 y 0.35 respectivamente.

Otra forma de arribar al parámetro  $\delta$  es utilizar simulaciones de Monte Carlo. Bonfiglio y Chelli (2008) obtuvieron mil matrices simuladas estocásticamente para 20 regiones y las agregaron para obtener la nacional, después usaron los métodos de Flegg para volver a regionalizar las matrices obteniendo una nueva estimación para diferentes valores de  $\delta$ . Comparando las 20 mil matrices regionales “correctas” y sus contrapartes “estimadas”, obtuvieron el valor esperado de las  $\delta$  óptimas fue de 0.324 para el método Flegg con un error estándar de 0.11.

Si bien la evidencia da soporte para pensar en que  $\delta$  se ubica en la vecindad de 0.3 y de 0.4 en el método aumentado, hay que reconocer que en la región de Finlandia de Keski-Pohjanmaa Thomo (2004) encontró una  $\delta$  menor a 0.1, y en la región de Córdoba en Argentina Flegg, Mastronardi y Romero (2015) encontraron una delta óptima también de 0.1. En el otro extremo, Bonfiglio (2009) estimó deltas óptimos muy por arriba de los valores comúnmente empleados: 0.66 y 0.79 para la región de Marche de Italia.

De esta forma, la práctica más habitual ha sido emplear el método de Flegg para regionalizar matrices insumo-producto en caso de no disponer ninguna otra información a nivel regional, y se asume un valor de  $\delta$  de 0.25 o 0.3, en las matrices regionales que se construyeron. Chapa y Ayala (2018) realizaron un ejercicio de sensibilidad de los resultados variando el parámetro en un intervalo de 0.2 a 0.4, estimándose una variación promedio en los multiplicadores de un 5%.

Siguiendo esta práctica, el método se ha aplicado en México para construir matrices insumo-producto de las mesoregiones (Dávila y Valdés 2012; Dávila 2015); para construir matrices de contabilidad social regionales (Dávila 2015; González, de la Cruz y Neri 2020); para estimar los impactos del agotamiento de los pozos petroleros de Campeche (Ayala, Chapa y Treviño 2015); para estimar el impacto del libre comercio en la zona noreste (Ayala, Chapa, Treviño, Matteo y Pérez 2015); para identificar encadenamientos productivos en regiones mineras de México (Gaytán, Mendoza y Vargas 2018); para estimar el impacto de la industria automotriz en las regiones económicas de México (Torre, Alvarado y Quiroga 2017); para determinar interdependencias productivas (Vera y Langle 2019) y para construir matrices de contabilidad social para cuatro regiones de México con una perspectiva de género (Chapa y Ayala 2018).

## 2. Generalizando el método de Flegg: desarrollo de hipótesis

El método de Flegg definido por las ecuaciones (2) y (3) ha probado ser muy útil y de razonable precisión ante la falta de información regional específica, esas ventajas se dan al costo de solo tener que estimar o asumir un parámetro. Sin embargo, para lograr esta simplificación, el modelo asume implícitamente algunos otros supuestos, en especial los siguientes:

1. La relación entre los coeficientes técnicos intrarregionales y el CIQ es positiva y lineal con una elasticidad de los coeficientes intrarregionales al CIQ de uno;
2. Dado que el CIQ es la razón de los SLQ, entonces las elasticidades de los coeficientes intrarregionales al SLQ del sector vendedor es 1, y la del sector comprador es -1;
3. Finalmente, la relación con el coeficiente nacional es positiva, lineal, y su elasticidad es uno.

Para determinar las hipótesis implícitas al método de regionalización de Flegg et al., conviene presentar un modelo más general, tal y como los que se

presentan en las ecuaciones (4) y (5). En estas expresiones añadimos un término estocástico  $\varepsilon_{ij}^r$ , que captura las diferencias en los coeficientes técnicos intrarregionales que no pueden ser explicado por la tecnología nacional, la especialización (vía el CIQ o los LQ) o el tamaño de las regiones. Asumimos que el valor esperado del residual es cero y su dispersión constante,  $E(\varepsilon_{ij}^r) = 0$ ,  $Var(\varepsilon_{ij}^r) = \sigma_\varepsilon^2$ .

Adicionalmente, liberamos el valor de las elasticidades de los coeficientes intrarregionales al CIQ, el SLQ del vendedor y del comprador y la de los coeficientes técnicos nacionales, y asumimos que éstas son constantes, pero con valores indeterminados expresados por  $\beta$ ,  $\beta_V$ ,  $\beta_C$  y  $\gamma$ , respectivamente.

$$a_{ij}^{rr} = \left[ \log_2 \left( 1 + \frac{x^r}{x^n} \right) \right]^\delta (CIQ_{ij}^r)^\beta (a_{ij}^n)^\gamma + \varepsilon_{ij}^r \quad (4)$$

$$a_{ij}^{rr} = \left[ \log_2 \left( 1 + \frac{x^r}{x^n} \right) \right]^\delta (SLQ_i^r)^{\beta_V} (SLQ_j^r)^{\beta_C} (a_{ij}^n)^\gamma + \varepsilon_{ij}^r \quad (5)$$

En este marco, las elasticidades instantáneas del valor esperado de la distribución de los coeficientes técnicos intrarregionales con respecto a los índices de las cuotas y los coeficientes técnicos nacionales son las siguientes: en (4)  $\frac{\partial \ln E(a_{ij}^{rr})}{\partial \ln CIQ_{ij}^r} = \beta$ ,  $\frac{\partial \ln E(a_{ij}^{rr})}{\partial \ln a_{ij}^n} = \gamma$ , mientras que de (5) tenemos que  $\frac{\partial \ln E(a_{ij}^{rr})}{\partial \ln SLQ_i^r} = \beta_V$ ,  $\frac{\partial \ln E(a_{ij}^{rr})}{\partial \ln SLQ_j^r} = \beta_C$ . Nótese también, que la delta del método de Flegg puede interpretarse como la elasticidad de los coeficientes intrarregionales con respecto a la variable  $\left[ \log_2 \left( 1 + \frac{x^r}{x^n} \right) \right]$ , que es una transformación del tamaño relativo de la región.

Sin embargo, delta no nos da una medición del cambio porcentual en los coeficientes intrarregionales cuando cambia en el tamaño de la región en sí. En cambio,  $\frac{\partial E(a_{ij}^{rr})}{\partial s^r} \frac{1}{E(a_{ij}^{rr})}$  sí nos da el cambio porcentual en los coeficientes técnicos regionales cuando aumenta un punto porcentual el tamaño relativo de la región. Puede demostrarse que este parámetro es igual a  $\delta \left( \frac{1}{1+s^r} \right) \left( \frac{1}{\log_2(1+s^r)} \right) \log_2(e)$ , donde "e" es la constante de Napier, es positiva, i.e. al aumentar el tamaño de la región aumentan los coeficientes intrarregionales, pero es una función decreciente del peso de la región en la economía nacional,  $s^r = \frac{x^r}{x^n}$ . Ésta tiende a infinito si  $s^r \rightarrow 0$ , y a  $0.7\delta$  si  $s^r \rightarrow 1$ .



Comparando el método de Flegg con las especificaciones (4) y (5), es claro que el método asume que  $\beta = 1$  &  $\gamma = 1$ , en la especificación (4), y  $\beta_V = 1$  &  $\beta_C = -1$  &  $\gamma = 1$ , en la especificación (5). ¿Es la evidencia consistente con estos supuestos? ¿Baja sensiblemente la precisión del modelo de Flegg si no se llegan a cumplir los supuestos? ¿Vale la pena asumir el costo de tener que estimar más parámetros que el coeficiente delta?

### 3. Regionalizando países europeos

Para contrastar las hipótesis implícitas del modelo de Flegg requerimos de un conjunto de datos. Debido a la escasez de matrices insumo-producto regionales elaboradas mediante métodos directos, optamos por realizar el contraste empírico con base a las matrices de los países de la EU17. Aparte de la gran ventaja de contar con las matrices de cada país y la agregada de toda la región, puede argumentarse que, por la notable integración económica de estos países, el bloque puede tomarse como una aproximación de regiones dentro de un estado nación. Este enfoque ha sido adoptado en otras contribuciones, por ejemplo, en los estudios de convergencia Barro y Sala-i-Martin (1992) comparan la convergencia de los estados de Estados Unidos con la que se da entre las diferentes regiones de Europa, tomando a todo el continente como un solo estado nación. Jahn (2017), por otro lado, estima un modelo gravitacional para los flujos comerciales de los diferentes países europeos y usa los coeficientes estimados para predecir los intercambios entre diferentes regiones de Alemania.

Admitimos que las escalas cambian, como los países son más grandes que las regiones, estados o ciudades, seguramente estarán más diversificados y tendrán menos propensión a importar mercancías de los otros países, en comparación con lo que sucede con las regiones. De ser este el caso, lo que esperamos es que el coeficiente  $\delta$  óptimo disminuya sensiblemente, posiblemente por debajo del rango de 0.1 a 0.4 que mencionamos en la revisión de literatura. Aun así, como quiera, es posible todavía contrastar las hipótesis sobre el CIQ, los SLQ's y el coeficiente técnico nacional, que es el objetivo del presente trabajo.

Usamos las matrices insumo-producto del Sistema de Cuentas Europeas (ESA por sus siglas en inglés) disponible en Eurostat, tanto para la EU17 en su conjunto, así como para nueve de los diecisiete países de la EU17 que cuentan con las bases de datos en las mismas condiciones de comparabilidad respecto a la agregada de la EU (año y nivel de desagregación): Bélgica, Alemania,

Estonia, Irlanda, Francia, Italia, Austria, Eslovenia, Eslovaquia<sup>4</sup>. Todas las matrices corresponden al año 2010 con base a la metodología de ESA 95, ya que es el último año para el cual está publicada la matriz agregada de la EU, debido a que en ESA 10 no está disponible la matriz agregada. En todas las matrices se empleó la misma desagregación sectorial correspondiente a 63 actividades económicas.

En la mayor parte de las aplicaciones de los métodos de regionalización se parte de una matriz nacional para estimar multiplicadores regionales. En esta investigación se parte de una matriz insumo-producto correspondiente a un conjunto de países, la cual tendrá la función de la matriz “nacional”, para poder derivar coeficientes “intrarregionales”, que en realidad serán los coeficientes domésticos de cada uno de los países integrantes de la EU contemplados en este análisis.

Hay que tomar en cuenta que los países contemplados seguramente tienen una dinámica económica distinta a la que tendrían algunas regiones a escala subnacional, debido a mayores barreras al comercio interregional y a que los países tienden a ser más autosuficientes que las regiones. Esto último es evidente en la tabla 1, que muestra los Índices de Herfindahl-Hirschman (IHH), una de las medidas más populares de concentración económica y que oscila en un rango de 0 (nula concentración) a 10, 000 (concentración máxima). Como puede observarse, en casi todos los países incluidos en el análisis los IHH son menores a 400, cifra que sugiere una diversificación importante, no obstante que los países estudiados difieren en forma importante en tamaño, donde se destacan Alemania, Francia e Italia, que concentran el 26%, 21% y 16% del valor agregado de la EU17; en contraste con el resto de los seis países, los cuales tienen una participación menor al 4%.

#### 4. Contratación empírica del modelo de Flegg sin restricciones

La estrategia de contraste de las hipótesis, o supuestos, del modelo de Flegg en el contexto europeo consiste en estimar económicamente las ecuaciones (4) y (5), donde las regiones son los nueve países considerados, desplegados a 63 actividades económicas. De esta forma, estimamos las cuotas de localización simples ( $SLQ_i^r$ ) para cada país-sector de acuerdo con la razón de los pesos de cada sector en el país en comparación al de la EU17. La cuota cruzada, o  $CIQ_{ij}^r$ , se estima dividiendo la cuota simple del sector vendedor entre el del comprador, y en los casos en que coinciden los sectores se sustituye por la cuota simple del vendedor (ver Miller y Blair 2009). Los coeficientes

---

<sup>4</sup> Además de los países mencionados en la EU17 se consideran: República Checa, Grecia, Lituania, Hungría, Polonia, Rumania, Suiza, Reino Unido.

intrarregionales de cada país se toman de su matriz insumo-producto doméstica, y los nacionales de la matriz doméstica de la EU17. El tamaño relativo se estima como la razón del valor agregado total del país en cuestión al total de la EU17, mismo que es reportado en la tabla 1.

**Tabla 1**  
**Contribución al valor agregado de la EU17 e Índice de Herfindahl-Hirschman (2010)**

	Contribución al Valor Agregado	Índice Herfindahl- Hirschman
<b>Alemania</b>	0.2646	410
<b>Austria</b>	0.0304	360
<b>Bélgica</b>	0.0376	390
<b>Eslovaquia</b>	0.0071	400
<b>Eslovenia</b>	0.0037	340
<b>Estonia</b>	0.0015	350
<b>Francia</b>	0.2061	380
<b>Irlanda</b>	0.0169	400
<b>Italia</b>	0.1646	360
<b>Promedio</b>	0.0814	377

Fuente: elaboración propia a partir de información de Eurostat

La estimación econométrica de las especificaciones (4) y (5) presenta dos dificultades. La primera de ellas se refiere a cómo introducir el término estocástico, en principio puede ser en forma aditiva, tal y como se expone en (4) y (5), de forma que el modelo es no-lineal y no puede transformarse en uno lineal simplemente aplicando una transformación logarítmica. Alternativamente, existe la posibilidad de introducir un residual multiplicativo del tipo  $e^{u_{ij}^r}$ , tomar logaritmos naturales, hacer lineal en logaritmos el modelo y correr la regresión de mínimos cuadrados ordinarios.

Ambas opciones son en principio válidas, decidimos quedarnos con la que predice mejor los coeficientes técnicos intrarregionales (no su logaritmo), es decir experimentamos corriendo los modelos en las dos versiones, la no-lineal que minimiza  $\sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N (\varepsilon_{ij}^r)^2$ , y la doble-logarítmica, lineal, que minimiza  $\sum_{j=1}^N \sum_{i=1}^N (u_{ij}^r)^2$ . En todos los casos, los criterios de evaluación de la predicción de los coeficientes intrarregionales  $a_{ij}^{rr}$ , tales como el MAE<sup>5</sup>,

<sup>5</sup> El MAE es el *mean absolute error* y se estima como el promedio de las desviaciones absolutas entre cada coeficiente técnico intrarregional observado y el que predice el modelo.

indicaron que el modelo no lineal es más preciso. Por esta razón dejamos la especificación no-lineal, y se utilizó un algoritmo Gauss-Newton con un *step-method* Marquandt y un límite de convergencia de 0.0001 para obtener las estimaciones mínimo-cuadráticas<sup>6</sup>.

La segunda dificultad radica en acotar la muestra de observaciones que deben incluirse en la estimación. Los métodos de cuotas estiman un coeficiente intrarregional siempre y cuando la cuota relevante (simple, cruzada o de Flegg) sea menor a la unidad, una vez que rebasa ese límite, la estimación es exactamente el coeficiente nacional. Por tal motivo, la muestra relevante para la estimación debe ser aquella donde  $FLQ_i^r < 1$ , pero el problema es que FLQ depende de delta en el modelo de Flegg, y en las expresiones (4) y (5) del resto de los parámetros, y precisamente queremos delimitar la muestra para estimar los coeficientes. Entramos en un problema de circularidad, requerimos datos para estimar los coeficientes, pero dependiendo de éstos debemos de delimitar la muestra de datos.

Para resolver esta circularidad decidimos emplear dos alternativas, que como se verá arrojan resultados semejantes. En una primera instancia, integramos la muestra con las observaciones donde la cuota cruzada  $CIQ_{ij}^r$  es menor a 1. Esto tiene la ventaja de ser sencillo, rompemos la circularidad y al fin y al cabo el principal ingrediente del método de Flegg es la cuota cruzada.

La segunda forma de delimitar la muestra es a través de un proceso iterativo. En el primer paso estimamos los modelos (4) y (5) con mínimos cuadrados no lineales para los datos donde  $CIQ_{ij}^r < 1$  y obtenemos estimaciones de los parámetros de la primera ronda. En el paso dos, con las estimaciones de la ronda 1, construimos las cuotas de Flegg, y reestimamos los modelos ahora para las observaciones donde  $FLQ_{ij}^{r(1)} < 1$ , donde el (1) de supra índice indica que es la cuota de la ronda 1. Como la muestra cambió, en el paso tres se vuelve

---

Por ejemplo, el MAE de la ecuación (4) cuando restringimos la muestra a las observaciones donde el  $CIQ < 1$  del modelo doble logarítmico (o con residuos exponenciales) es de 0.00519 mientras que para el modelo no lineal es de 0.00325, una diferencia de aproximadamente 60%. Cabe aclarar que el mismo patrón ocurre para todas las especificaciones que dependen de las restricciones que hagamos sobre los coeficientes y para los dos tipos de muestras consideradas, es decir en total para 10 especificaciones diferentes. Asimismo, la selección del modelo no cambia si tomamos el *Root Mean Square Error* (RMSE) o el *Sum of Square of Residuals* (SSR) como criterio en todos los casos, para la ecuación (4) con muestra de  $CIQ < 1$  que mencionamos el RMSE de la versión doble logarítmica es 0.01820 y de 0.01100 para la versión no lineal (diferencia de 65%) y los SSR son respectivamente 6.037 y 2.197. Debido a que se tratan de muchos estadísticos de bondad de ajuste, éstos no se incluyen en el texto, pero están disponibles bajo solicitud directa a los autores.

<sup>6</sup> Para este fin utilizamos el paquete econométrico de Eviews 11.0, se puede consultar el manual de este software ampliamente conocido para revisar los detalles técnicos de este algoritmo.

a estimar el modelo y se construye la cuota  $FLQ_{ij}^{r(2)}$ . En el paso cuatro, se estima el modelo con la muestra que cumple con  $FLQ_{ij}^{r(2)} < 1$ , y así sucesivamente. En cada estimación, se revisa la cuota de Flegg con los parámetros obtenidos, se delimita nuevamente la muestra y se procede a volver a estimar. El proceso lo realizamos hasta que los coeficientes no cambiaran en más de 0.01.

Las estimaciones para la muestra donde las cuotas cruzadas son menores a 1 se presentan en la tabla 2 y las que se obtienen mediante el método iterativo en la tabla 3. En ambas tablas se presentan cinco modelos distintos, los primeros tres corresponden a la ecuación (4), liberando un parámetro a la vez, y los dos últimos a la ecuación (5). Es decir, la estimación de la columna (1) libera el parámetro  $\delta$  en la ecuación (4), por lo que aparece el coeficiente estimado y su error estándar abajo del mismo, mientras que los parámetros  $\beta$  y  $\gamma$  se restringen a 1 por lo que su coeficiente toma el valor de 1 pero no hay un error estándar dado que no se trató de una estimación. Así se interpretan el resto de las estimaciones.

**Tabla 2**  
**Estimación de los modelos de Flegg con la muestra donde CIQ<1**

Variable	Muestra con observaciones donde CIQ<1				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Tamaño	0.022978*** (0.002003)	0.057181*** (0.002677)	0.073325*** (0.003493)	0.081276*** (0.002508)	0.092391*** (0.00349)
CIQ	1.0000	0.536315*** (0.017887)	0.580158*** (0.019069)		
SLQ vendedor				0.516589*** (0.023949)	0.564295*** (0.026143)
SLQ comprador				-0.164005*** (0.02068)	-0.203183*** (0.022468)
Nacional	1.0000	1.0000	0.966888*** (0.004244)	1.0000	0.977975*** (0.004483)
N	18232	18232	18232	18232	18232
SSR	2.2763	2.2041	2.2041	2.2503	2.2472
SE	0.0112	0.0110	0.0110	0.0111	0.0111
R2	0.5302	0.5451	0.5466	0.5355	0.5362
R2 ajustado	0.5302	0.5450	0.5466	0.5355	0.5361
Criterio Información Schwarz	-6.149988	-6.181656	-6.184515	-6.16039	-6.161208

Nota: \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

Fuente: elaborado por los autores con información del Eurostat

**Tabla 3**  
**Estimación de los modelos de Flegg con la muestra donde FLQ<1**

Variable	Muestra con observaciones donde FLQ<1				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<b>Tamaño</b>	0.01909*** (0.001727)	0.047107*** (0.001596)	0.065075*** (0.002578)	0.063325*** (0.001435)	0.071596*** (0.002511)
<b>CIQ</b>		0.567577*** (0.014955)	0.502405*** (0.013311)		
<b>SLQ vendedor</b>				0.58665*** (0.018514)	0.611868*** (0.018544)
<b>SLQ comprador</b>				-0.240529*** (0.015988)	-0.253047*** (0.015705)
<b>Nacional</b>	1.0000	1.0000	0.983571*** (0.003719)	1.0000	0.984246*** (0.00353)
<b>N</b>	19390	23284	25347	27284	27723
<b>SSR</b>	2.6606	3.9183	4.2653	4.6310	4.746407
<b>SE</b>	0.0117	0.0130	0.0130	0.0130	0.013086
<b>R2</b>	0.5518	0.5396	0.5459	0.5498	0.550969
<b>R2 adjusted</b>	0.551753	0.539589	0.545841	0.549771	0.550921
<b>Criterio</b>					
<b>Información</b>	-6.055591	-5.85113	-5.850837	-5.842289	-5.833277
<b>Schwarz</b>					

Nota: \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

Fuente: elaborado por los autores con información del Eurostat

En general las estimaciones son del mismo orden de magnitud para los dos métodos que empleamos, aquel que restringe la muestra a las observaciones donde  $CIQ < 1$  y el método iterativo donde en cada paso se estiman los parámetros del modelo en cuestión y con ellos se construyen las cuotas de Flegg. Las estimaciones de la delta crecen en ambas estimaciones a medida que liberamos el resto de los parámetros, en el primer caso de 0.02 hasta 0.09, y con el segundo método de 0.02 a 0.07; consistente con el modelo, la delta es positiva y significativamente diferente de cero, y como esperábamos, se tratan de deltas pequeñas ya que los países tienden a ser más diversificados que las regiones.

Los coeficientes del CIQ se ubican en un rango de 0.50 a 0.58 en las columnas (2), (3), (7) y (8), positivos y significativamente distintos de cero; lo que indica que mientras mayor es la cuota cruzada, mayor es el valor esperado de contenido intrarregional del coeficiente técnico. La estimación del parámetro  $\gamma$ , que representa la elasticidad de los coeficientes intrarregionales a los nacionales también es positiva y se ubica entre 0.97 y 0.98, significativamente distinta de cero y muy cercana a la unidad, como en el modelo original de Flegg.

Finalmente, en los modelos donde en lugar de usar el CIQ empleamos por separado las cuotas de localización simples del vendedor y del comprador, éstas son significativamente distintas de cero y tienen los signos correctos; es decir mientras más grande es el vendedor y menor es el comprador, mayor será

el coeficiente intrarregional. Llama la atención que, en todos los casos, siempre es mayor el coeficiente del SLQ del vendedor y es aproximadamente el doble del valor absoluto del del comprador, además la suma de ambas da una estimación muy cercana a la que ocurre cuando usamos el CIQ.

La tabla 4 presenta los contrastes empíricos de las hipótesis que asume el modelo de Flegg y que presentamos en secciones anteriores, específicamente que  $\beta = 1$  &  $\gamma = 1$ , en la especificación (4), y  $\beta_V = 1$  &  $\beta_C = -1$  &  $\gamma = 1$  en la (5). Presentamos las pruebas de Wald, primero por separado para los coeficientes y después en forma conjunta. En las pruebas individuales utilizamos el estadístico [t]; mientras que en las que se involucra más de un parámetro, el estadístico [F] de la prueba de Wald. Nótese que todas las pruebas de hipótesis son lineales.

**Tabla 4**  
**Pruebas de hipótesis del modelo de Flegg**

Hipótesis	Muestra con observaciones donde CIQ<1				Muestra con observaciones donde FLQ<1			
	(2)	(3)	(4)	(5)	(7)	(8)	(9)	(10)
$\beta=1$ (t)	-25.9234***	-22.01654***			-28.91422***	-37.38124***		
$\gamma=1$ (t)		-7.802476***		-4.913182***		-4.417648***		-4.463084***
$\beta=1$ & $\gamma=1$ (F)		356.4873***				788.4463***		
$\beta_V=1$ (t)			-20.18494***	-16.66638***			-22.3259***	-20.92991***
$\beta_C=-1$ (t)			40.42627***	35.46514***			47.50338***	47.5616***
$\beta_V=1$ & $\beta_C=-1$ (F)			1039.813***	911.616***			1410.429***	1441.596***
$\beta_V=1$ & $\beta_C=-1$ & $\gamma=1$ (F)				685.4842***				962.7631***

Nota: \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

Fuente: elaborado por los autores con información del Eurostat

Todas las hipótesis que se probaron se rechazan al 1%, es decir la evidencia no es consistente con que la elasticidad de la cuota cruzada ni la de los coeficientes técnicos nacionales sean 1, tampoco con que las elasticidades de las cuotas simples de localización del vendedor y del comprador sean simultáneamente 1 y -1.

En la formulación originaria del modelo de Flegg las elasticidades de las cuotas cruzadas y de los coeficientes técnicos se encuentran restringidos, ¿Qué tanta precisión se gana al liberar los coeficientes y no restringirlos? Esta cuestión puede ser respondida al comparar las medidas de bondad de ajuste de la columna (1), que corresponde al modelo de Flegg original, contra las medidas expresadas de la columna (2) a la (5), que no asume que se cumplan los supuestos del modelo de Flegg<sup>7</sup> (tabla 2). Al liberar los parámetros, la R2

<sup>7</sup> Nos concentramos solo en la tabla 2 porque en todas las estimaciones la muestra es la misma, razón por la que son comparables. En la tabla 3 las muestras varían en cada

ajustada aumenta y el criterio de Schwarz disminuye, el mejor modelo de acuerdo con estos criterios es el que emplea el CIQ y los coeficientes técnicos nacionales (columna 3). La ganancia en el ajuste es de solo un punto porcentual y medio, con el costo de tener que estimar 3 parámetros en lugar de solo 1. En nuestro caso, con la muestra tan grande que tenemos ese costo es ínfimo, pero en la mayoría de los casos donde se aplica el método de Flegg, los datos son realmente escasos.

## Conclusiones

Planteamos un modelo de determinación de coeficientes técnicos intrarregionales al estilo Flegg, pero liberando las elasticidades de las cuotas cruzadas y de los coeficientes técnicos nacionales, o incluso introduciendo los coeficientes simples de localización del vendedor y del comprador en lugar de la cuota cruzada. El propósito es contrastar si se cumplen las premisas básicas del modelo de Flegg en lo general, que son: a) el coeficiente delta es positivo; b) a mayor cuota cruzada o coeficiente técnico nacional, el coeficiente intrarregional es mayor, y las elasticidades de estas variables son 1; c) a mayor cuota simple del vendedor y menor del comprador, el coeficiente intrarregional es mayor, y sus elasticidades son 1 y -1 respectivamente. Para este ejercicio tomamos la matriz insumo-producto EU17 como la matriz nacional y tomamos las matrices de nueve países de este grupo como regiones. Estimamos los modelos mediante mínimos cuadrados no lineales, y con una variante iterativa para actualizar la muestra relevante con cada conjunto de parámetros estimados.

Los resultados son mixtos, por una parte, la evidencia es consistente con los signos de las variables o el sentido de las relaciones, es decir los coeficientes intrarregionales en promedio son mayores si las cuotas cruzadas, las simples del vendedor y los coeficientes técnicos nacionales aumentan, y son menores si la cuota simple del comprador aumenta. Sin embargo, en todos los casos, los supuestos puntuales sobre las elasticidades se rechazan. Llama la atención que la estimación de la cuota cruzada es de alrededor de 0.5, y que cuando se introducen por separado las cuotas simples del vendedor y del comprador, la del primero es siempre alrededor de dos veces el valor absoluto de la segunda, y si se suman se obtiene un número cercano a 0.5. Aun así, no encontramos un aumento importante en la precisión de la estimación de los coeficientes intrarregionales, de acuerdo con las diferentes medidas de ajuste que empleamos.

---

estimación, en la columna (7) hay 19,390 pero aumenta en las siguientes hasta alcanzar en la (10) más de 27 mil. Por tal razón, la suma de cuadrado de los errores aumenta en lugar de disminuir al liberar coeficientes. Aun así, las R2 ajustadas y el criterio de Schwarz son muy cercanos e incluso ligeramente mejores para el modelo de Flegg original.



En conclusión, aun y cuando no se cumplen los supuestos numéricos de las elasticidades de las variables del modelo de Flegg, sí se corrobora el sentido lógico de las variables, importante en la determinación de los coeficientes intrarregionales al explicar alrededor de la mitad de la variabilidad en los mismos, y su capacidad predictiva es en general muy parecida a la de los modelos más generalizados, pero que requieren la estimación de más de un parámetro. Creemos que, en el balance, el método de Flegg sale bien librado del contraste empírico que realizamos.

Aun así, las estimaciones de los modelos más generalizados dejan dos hechos estilizados en nuestra muestra, mismos que podrían dar lugar a desarrollos de métodos posteriores de regionalización de matrices insumo-producto. El primero de ellos es que la elasticidad de la cuota cruzada es significativamente menor a uno, la mitad en nuestro ejercicio, lo que sugiere una relación no lineal interesante, el ajuste en los coeficientes intrarregionales ante un cambio en la cuota cruzada debe ser mayor cuando esta es pequeña y menor cuando tienda a uno. El segundo resultado es que, al parecer, el impacto de la cuota simple del vendedor es más importante que la del comprador.

Ciertamente no podemos generalizar estos resultados, menos aun cuando trabajamos con una muestra de países en lugar de información subnacional. En este sentido, creemos que es necesario llevar a cabo más contrastes, especialmente en los casos donde se cuente con matrices insumo-producto subnacionales recabadas con métodos directos.

## Referencias

- [1] Ayala, E. y Chapa, J., 2019. Demanda agregada y desigualdad regional por género en México. *Cuadernos de Economía*, XXXVIII, Julio-Diciembre, 399-424.
- [2] Ayala, E., Chapa, J. y Treviño, L., 2015. Análisis estructural de la región petrolera del Golfo-Sureste de México, en un contexto interregional, *Equilibrio Económico*, 11 (2), 135-168.
- [3] Ayala, E., Chapa, J., Treviño, L., Matteo, G. y Pérez, F., 2015. *Efectos regionales del libre comercio: el caso del noreste de México*. Pearson, Ciudad de México.
- [4] Barro, R. J. y Sala-I-Martin, X., 1992. Convergence, *Journal of Political Economy*, 100 (2), 223-251.
- [5] Bonfiglio, A., 2009. On the parametrization of techniques for representing regional economic structures. *Economic Systems Research*, 21 (2), 115-127.
- [6] Bonfiglio, A. y Chelli, F., 2008. Assessing the behavior of non-survey methods for constructing regional Input-Output tables through a Monte Carlo simulation. *Economic Systems Research*, 20 (3), 243-258.

- [7] Cappelen, A., Castellacci, F., Fagerberg, J., y Verspagen, B., 2003. The Impact of EU Regional Support on Growth and Convergence in the European Union. *JCMS*, 41(4), 621-44.
- [8] Chapa, J. y Ayala, E., 2018. *Valoración del trabajo y equidad de género en México*. Pearson, Ciudad de México.
- [9] Dávila, A. y Valdés, M., 2012. Jalisco: Modelos de producción insumo-producto 2003-2008. *Econoquantum*, 10(2), 99-133.
- [10] Dávila, A., 2015. *Modelos interregionales de insumo-producto de la economía mexicana*. Universidad Autónoma de Coahuila y Miguel Ángel Porrúa, Ciudad de México.
- [11] Dávila, A., 2019. *Modelos económicos de las regiones de México*. Universidad Autónoma de Coahuila y Miguel Ángel Porrúa, Ciudad de México.
- [12] Espositi, R., y Bussoletti, S., 2008. Impact of Objective 1 Funds on Regional Growth Convergence in the European Union: A Panel-data Approach. *Regional Studies*, 42(2), 159-173, March 2008.
- [13] Eurostat (2013), National Accounts ESA, Input-Output Tables 2010.
- [14] Flegg, A., Webber, C. and Elliot, M., 1995. On the appropriate use of location quotients in generating Input-Output tables. *Regional Studies*, 29, 547-561.
- [15] Flegg, A., y Webber, C., 1997. On the appropriate use of location quotients in generating Input-Output tables: Reply. *Regional Studies*, 31, 795-805.
- [16] Flegg, A., y Webber, C., 2000. Regional size, regional specialization and the FLQ formula. *Regional Studies*, 34 (6), pp. 563-569.
- [17] Flegg, A. y Thomo, T., 2011. Regional Input-Output tables and the FLQ formula: a case study of Finland". *Regional Studies*, 47, 703-721.
- [18] Flegg, A. y Thomo, T., 2016a. Estimating regional input coefficients and multipliers: the use of the FLQ is not a gamble. *Regional Studies*, 50 (2), 310-325.
- [19] Flegg, A. y Thomo, T., 2016b. Refining the Application of the FLQ Formula for estimating regional input-output coefficients: An empirical study for South Korean regions. *Economics Working Paper Series*, 1605, Bristol University of West England.
- [20] Flegg, A., Mastronardi, L., y Romero, C., 2015. "Evaluating the FLQ and AFLQ Formulae for Estimating Regional Input Coefficients: Evidence from the Province of Cordoba, Argentina". *Economics Working Paper Series*, 1508, Bristol University of West England.
- [21] Gaytán, E. D., y del Pilar Riaño, J. (2015). Matriz de insumo-producto de la economía de Colombia: detección de efectos multiplicadores y determinación de flujos intersectoriales más relevantes. *Brazilian Geographical Journal: Geosciences and Humanities research medium*, 6(2), 49-66.
- [22] Gaytán Alfaro, E.D., Mendoza Sánchez, M.A., y Vargas Sánchez, J.R., 2018. Minería y encadenamientos productivos en México: un estudio comparativo empleando modelos estatales de insumo-producto. *Economía Coyuntural*, 3(2), 2-32.
- [23] Lamónica, G., Recchioni, M., Chelli, F. y Salvati, L., (2020) The efficiency of the cross-entropy method when estimating the technical coefficients of input-output tables, *Spatial Economic Analysis*, 15(1), 62-91.
- [24] González Ramírez, P., de la Cruz Meraz, M.I. y Neri Guzmán, J.C., 2020. Aplicación de la técnica FLQ para la obtención de las matrices insumo-

- producto en la economía mexicana. *Regiones y Desarrollo Sustentable*, 20(39).
- [25] Jahn, M., 2017. Extending the FLQ formula: a location quotient-based interregional input-output framework. *Regional Studies*, 51(10), 1518-1529.
- [26] Mardones, C., y Hernández, A. (2017). Análisis de subsidio al sector silvícola de la región del Biobío, Chile. *Madera y bosques*, 23(2), 53-68.
- [27] Mastronardi, L. J., y Romero, C. A., 2012. Estimación de matrices de insumo-producto regionales mediante métodos indirectos. Una aplicación para la ciudad de Buenos Aires. *MPRA Paper*, 37006.
- [28] Miller, R.E. y Blair, P.D., 2009. Input-output analysis: foundations and extensions. Cambridge university press.
- [29] Ramos Ruiz, J. L., Polo Otero, J. L., y Arrieta Barcasnegras, A., 2017. Análisis insumo-producto y la inversión pública: una aplicación para el Caribe colombiano. *Cuadernos de Economía*, 36(70), 137-167.
- [30] Romero, C.A., Mastronardi, L.J., y Faye, M.J., 2012. "Análisis de coeficientes de localización. El caso de la provincia de Córdoba [Location quotient analysis. The case of Cordoba state]," MPRA Paper 36997, University Library of Munich, Germany.
- [31] Sanabria-Bautista, C. F., Cely- Acero, J.P., 2018. Análisis del insumo-producto: una aplicación para la economía boyacense. *Vestigium Ire.*, 12(2), 53- 68.
- [32] Temursho, U., Oosterhaven, J. y Cardenete, M.A., (2021) A multi-regional generalized RAS updating technique, *Spatial Economic Analysis*, 16(3), 271-286.
- [33] Torre Cepeda, L. E., Alvarado Ruiz, J. A., y Quiroga Treviño, M. (2017). Matrices insumo-producto regionales: una aplicación al sector automotriz en México (No. 2017-12). Working Papers.
- [34] Thomo, T., 2004. New developments in the use of location quotients to estimate regional input-output coefficients and multipliers. *Regional Studies*, 38 (1), 43-54.
- [35] Vera Vázquez, R. y Langle Flores, M.A., 2019. Flexibilización del modelo de insumo-producto para determinar interdependencias productivas en la ciudad fronteriza de Reynosa, Tamaulipas, 2013. *Estudios fronterizos*, 20.