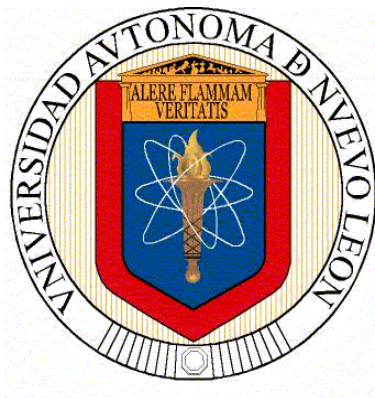


**UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN
FACULTAD DE ECONOMÍA**



TESIS

**“ENSAYOS SOBRE DESARROLLO
REGIONAL CON UN ENFOQUE SECTORIAL”**

**PRESENTA
RAFAEL NAVARRO AGUIRRE**

**COMO REQUISITO PARA OBTENER EL GRADO DE
DOCTORADO EN CIENCIAS ECONÓMICAS**

JUNIO 2023

**“ENSAYOS SOBRE DESARROLLO REGIONAL CON UN ENFOQUE
SECTORIAL”**

RAFAEL NAVARRO AGUIRRE

Aprobación de Tesis:

Asesor de la Tesis



JOANA CECILIA CHAPA CANTÚ



EDGARDO ARTURO AYALA GAYTÁN




HORACIO ENRIQUE SOBARZO FIMBRES



LEONARDO EGIDIO TORRE CEPEDA



KARLA IVONNE RAMÍREZ DÍAZ


DR. ERNESTO AGUAYO TÉLLEZ
Director de la División de Estudios de Posgrado
De la Facultad de Economía, UANL
Junio, 2023



**FACULTAD DE ECONOMÍA
DIV. ESTUDIOS DE POSGRADO**

Índice

Agradecimientos	4
Capítulo 1: Cambios en el patrón de convergencia regional con enfoque sectorial para la economía de Estados Unidos a partir de la apertura comercial	5
Capítulo 2: Impacto de la Inversión Extranjera Directa en la Actividad Económica de las regiones de México	32
Capítulo 3: El Método Flegg-RAS-Flegg (FRASF): Propuesta para regionalizar matrices insumo producto	59

Agradecimientos

Espero no quedarme corto respecto a muchas personas que ayudaron a que esto fuera posible, pero, con el temor a realizarlo, mencionaré a algunos.

En primera instancia a mis padres y mi hermana, porque ellos no me eligieron como hijo o hermano y aún así han estado conmigo a lo largo de mi vida para apoyarme y aconsejarme.

A la Dra. Joana Chapa Cantú, mi asesora, por tenerme confianza y paciencia durante este proceso.

Al Dr. Edgardo Ayala, por su amistad, acompañamiento, consejos y por tenerme paciencia y confianza.

A la Lic. Marcela Maldonado, la gran culpable de que haya empezado estos andares, sin ella no habría empezado a estudiar el posgrado en economía.

Al Dr. Jorge Ibarra Salazar, por su amistad y asesoría en mis primeros años como profesor.

Al Dr. José Salazar, por su amistad en mi vida como profesor.

Al Lic. José Polendo Garza, quien, desde donde esté, sé que me acompaña y me guía.

Al Lic. Enrique González, por su ayuda en la edición de este documento.

A la Facultad de Economía de la UANL, por haberme hecho sentir arropado durante este proceso. Puntualmente a los Doctores Ernesto Aguayo y Pedro Villezca por haber dirigido el departamento de posgrado durante mi estancia en la facultad, al Dr. Edgar Luna, por su amistad y también a Karyna Vega, Nancy Moreno y Viridiana Blas por haberme hecho la vida más sencilla y por soportarme.

A mis sinodales, Dra. Karla Ramírez, Dr. Horacio Sobarzo y Dr. Leonardo Torre, por haberse tomado el tiempo de leer el documento y por sus valiosos comentarios.

Capítulo 1: Cambios en el patrón de convergencia regional con enfoque sectorial para la economía de Estados Unidos a partir de la apertura comercial

1.1 Introducción

En el largo plazo, la prosperidad y la reducción de la pobreza depende, en gran medida, del crecimiento de la productividad. Así lo confirma un estudio reciente del Banco Mundial - Dieppe (2021)- basado en un conjunto integral de datos para 35 economías avanzadas, y 129 economías de mercados emergentes y en desarrollo. Reducir la desigualdad depende además de que la productividad entre las economías tienda a converger, es decir, que se presente crecimiento más alto en las economías que se encuentren más alejadas de la frontera tecnológica (catching up).

Pero la evidencia reciente apunta a que el crecimiento de la productividad mundial se ha desacelerado en la última década (Dieppe 2021), toda vez que los factores que la han estimulado, como, por ejemplo, el crecimiento de la población en edad laboral, la superación académica y la propagación de las cadenas de valor globales han desaparecido o retrocedido desde la crisis financiera de 2008. A lo anterior se agregan los efectos de largo plazo de los choques adversos; específicamente, la persistencia del COVID-19 puede deprimir la inversión, erosionar el capital humano por causa del desempleo y la pérdida de escolaridad, así como trastornar las cadenas de suministro internacionales.

La convergencia en la productividad suele ser más evidente entre economías subnacionales (como estados o regiones) que entre países. En el caso particular de Estados Unidos, a pesar de que la productividad total de factores se desaceleró en la última década, la información del U.S. Bureau of Labor Statistics (2019) muestra que 47 estados experimentaron aumentos en la productividad laboral, aunque solo 10 tuvieron un crecimiento en producción entre 2007-2009.

Sin embargo, a nivel sectorial, el crecimiento de la productividad es muy heterogéneo, donde los servicios presentan altas tasas de avance y otros, como el sector primario, muestran un decrecimiento marcado. La dinámica del crecimiento económico a nivel estatal, en el

periodo 2007-2020, es consistente con el fenómeno antes referido, contando con casos exitosos como Washington y Dakota del Norte, y contrastando con estados en franco estancamiento o contracción económica como Wyoming y Connecticut.

¿La heterogeneidad en la dinámica de la productividad agregada y sectorial de las economías estatales es originada por un patrón de convergencia? Barro y Sala-i-Martin (1992) encontraron que la productividad estatal total mostró un patrón de convergencia de 1880 hasta 1970; mientras que sus estimaciones para las décadas de los ochenta y noventa sugirieron una interrupción de tal proceso. Los resultados anteriores dejaron como pendiente la incorporación de la apertura comercial, el modelo económico estuvo diseñado para economías cerradas, adicionalmente, previo a la década de los ochenta, Estados Unidos no tuvo la apertura comercial observada en estos días. En cambio, a partir de la década de los noventa, la economía estadounidense se ha abierto considerablemente al comercio internacional, primero con el Tratado de Libre Comercio de América del Norte, y después al concederle el trato de nación más favorecida a China en la siguiente década.

La presente investigación contribuye al estudio de la convergencia no condicionada de las economías subnacionales al estimar las velocidades de convergencia para los agregados y sectores estatales en los Estados Unidos, durante un periodo de cincuenta años comprendido entre 1969 y 2019, con el fin de detectar cambios en el patrón de convergencia de la productividad en décadas recientes donde se ha dado un proceso de reasignación de recursos como consecuencia de la mayor exposición del país al comercio internacional y los shocks externos. Se busca contestar una serie de preguntas relevantes, como: ¿Se ha detenido el proceso de convergencia estatal en el presente siglo?, ¿todos los sectores convergen?, ¿qué sectores consistentemente muestran convergencia?, ¿cuáles presentan divergencia?, ¿ha aumentado o decrecido la velocidad de convergencia en el periodo de mayor apertura?

El artículo se encuentra organizado de la siguiente manera: En la Sección 1.2 se plantea el marco teórico y el modelo a estimar, en la Sección 1.3 se presenta la literatura relevante sobre el tema, en la Sección 1.4 se formula la estrategia empírica a seguir, así como las fuentes de los datos estadísticos, en la Sección 1.5 se exponen los resultados y, por último, en la Sección 1.6 se presentan las conclusiones.

1.2 Marco Teórico

Solow (1956), presentó el modelo neoclásico seminal de crecimiento de una economía moderna. A diferencia de los modelos prevalecientes en su época, el suyo era tan general que acomodaba cualquier función de producción que permitiera algún grado de sustitución finito. Los rendimientos marginales decrecientes de la función de producción terminarían por determinar un equilibrio en estado estacionario, donde el producto per cápita crecería al mismo ritmo que la tecnología, de ahí que en el largo plazo se considere que el progreso es un fenómeno ligado a la productividad, más que a la tasa de inversión de una economía.

La hipótesis de convergencia absoluta del modelo de Solow establece que, entre economías idénticas (por ejemplo, mismos parámetros y tecnología), aquellas que inicialmente tenían menor productividad, crecerán más rápido que las de mayor productividad inicial. Esta propiedad resulta del análisis de dinámica transicional del modelo de Solow, con la siguiente expresión (Romer, 2019):

(1. 1)

$$g_{\frac{Y}{L},j} = \frac{\ln\left(\frac{Y}{L}(t)\right)_j - \ln\left(\frac{Y}{L}(0)\right)_j}{t} = a + b \ln\left(\frac{Y}{L}(0)\right)_j + u_j$$

Donde,

(1. 2)

$$a = g + \frac{(1 - e^{-\lambda t})}{t} \{\ln A(0) + \ln y^*\}$$

(1. 3)

$$b = -\frac{(1 - e^{-\lambda t})}{t}$$

La notación Y/L refleja el producto por trabajador del sector j , el tiempo t hace referencia al número de periodos que transcurrieron desde la observación inicial hasta la

final, $Y/L (0)$ refleja el producto por trabajador de la primera observación disponible. A este tipo de convergencia se le conoce como β -convergencia, a diferencia de la σ -convergencia, la cual versa sobre un decaimiento en la dispersión de la productividad de las unidades económicas en el transcurso el tiempo.

Esta expresión fue ampliamente utilizada para comprobar si los países presentaban la propiedad de convergencia, que significa que aquellos con un nivel de PIB por trabajador más bajo son aquellos que tendían a crecer a tasas más altas. Lo anterior se debería ver reflejado en un valor de λ positivo; dato que representa justamente la velocidad de convergencia. Uno de los estudios pioneros para analizar los patrones de convergencia de los estados norteamericanos, fue elaborado por Barro y Sala-i-Martin (1992), quienes utilizaron el Ingreso Personal per cápita como proxy de productividad para 47 estados en el periodo de 1880 a 1988 con datos del Bureau of Economic Analysis (BEA), del Survey of Current Business (The Journal of the U.S. Bureau of Economic Analysis) y del U. S. Census Bureau. Dichos autores estimaron la β -convergencia condicional y la σ -convergencia y analizaron el impacto de la migración en los patrones de convergencia. Encontraron que hay un patrón de convergencia estatal observado con el Ingreso Personal y la Producción Estatal Bruta como medidas de productividad, salvo los años 1973 a 1986 correspondientes al boom petrolero, con una velocidad de 2% al año; adicionalmente encontraron, que la migración explica una pequeña parte de la convergencia del Ingreso per cápita.

Bernard y Jones (1996) propusieron otra forma funcional para la convergencia estatal, argumentando que la explicación de la convergencia radicaba en la acumulación de capital y que, aún en ausencia de la última, se podía generar conforme a transferencias de tecnología. Ellos plantearon el siguiente modelo:

(1. 4)

$$\ln y_{ijt} = \gamma_{ij} + \lambda \ln D_{ijt} + \ln y_{ijt-1} + \ln \varepsilon_{ijt}$$

Donde γ_{ij} representa la tasa de crecimiento del sector j en el estado i , λ es la velocidad de convergencia asociada a D_{ijt} y ε_{ijt} , un choque de productividad específico al sector j en el estado i . Sea D_{ijt} , la variable que ayudará a cuantificar la convergencia, una función del

diferencial de productividad dentro del sector j en el estado i respecto a algún estado de referencia (sin pérdida de generalidad, este puede ser el estado 1), de tal manera que:

(1. 5)

$$\ln D_{ijt} = -\ln \hat{y}_{ijt-1}$$

Donde la variable con circunflejo hace referencia al cociente entre la variable de productividad del estado i respecto al estado de referencia:

(1. 6)

$$\hat{y}_{ijt} = \frac{y_{ijt}}{y_{1jt}}$$

Esta formulación de convergencia implica que las brechas de productividad en los estados dependen del valor rezagado de esta brecha de productividad. Esto puede ser consultado en Barro y Sala-i-Martin (1992), al igual que en Mankiw, Romer y Weil (1992). Este planteamiento lleva a una expresión para la trayectoria de productividad como la siguiente:

(1. 7)

$$\ln \hat{y}_{ijt} = (\gamma_{ij} - \gamma_{1j}) + (1 - \lambda) \ln \hat{y}_{ijt-1} + \ln \hat{\varepsilon}_{ijt}$$

Al igual que en la especificación anterior, $\lambda > 0$ es evidencia de que se está presentando la convergencia: diferenciales de productividad entre dos estados incrementan la tasa de crecimiento del estado con relativamente menor productividad. Sin embargo, solamente si $\lambda > 0$ en conjunto con $\gamma_{ij} = \gamma_{1j}$ asegurará que los estados exhiban una tendencia a converger.

La ecuación anterior se puede reescribir de la siguiente manera, para mostrarla en términos parecidos a los presentados en el enfoque tradicional:

(1. 8)

$$\bar{g}_i = -\frac{(1 - (1 - \lambda)^t)}{t} \ln \hat{y}_0 + \frac{1}{T} \sum_{j=0}^t (1 - \lambda)^{t-j} (\gamma_i - \gamma_1 + \ln \hat{\varepsilon}_{ijt})$$

Tal especificación puede ser estimada utilizando un enfoque de datos de corte transversal o series de tiempo. Para los fines del estudio, se realizó la estimación con el enfoque de corte transversal.

1.3 Literatura relevante

Los trabajos que se han realizado para analizar el patrón de convergencia de los estados de la unión americana pueden ser clasificados en cuatro grandes categorías: aquellos que usan el enfoque espacial para analizar el patrón de convergencia, los que utilizan técnicas de series de tiempo para encontrar el patrón de convergencia, los que emplean el enfoque de movilidad y migración, y aquellos que aplican el enfoque de la composición y relación sectorial. El presente trabajo de investigación se engloba en el análisis temporal y sectorial de la convergencia, pero conviene reconocer que los enfoques no son mutuamente excluyentes.

Desde el punto de vista espacial, por ejemplo, se cuenta con los estudios de Rey y Montouri (1999), Garofalo y Yamarik (2002), y James y Campbell (2014). Los tres con horizontes de tiempo diferentes: 1929-1999 en el primer caso, 1977-1996 en el segundo, y 1929-2004 en el tercero, todos concluyendo que la inclusión de los efectos espaciales mejora la estimación de la tasa de convergencia, de tal manera que los estados colindantes tienen un mismo patrón en cuanto a tasas de crecimiento y choques, por lo que los efectos espaciales deben ser considerados dada su importancia en el proceso de convergencia. Particularmente, Rey y Montouri (1999) encontraron que, cuando se consideran los efectos espaciales, la tasa de convergencia es menor que la estimada por las técnicas convencionales.

En cuanto al uso de técnicas de series de tiempo, existen trabajos como los de Carlino y Mills (1993), Kane (2001), Tomljanovic y Vogelsang (2002) y Holmes, Otero y Panagiotidis (2013). En el primer artículo los autores encontraron dos condiciones que satisfacen la condición de convergencia estocástica que predice el modelo de Solow: los choques en el ingreso tienen cada vez un impacto menor, a partir del corte estructural de 1946, y la β -convergencia. El horizonte temporal analizado fue de 1929 a 1946. Por su parte, Kane (2001) encontró evidencia de convergencia condicional para 8 regiones de Estados Unidos, concluyendo que éstas mostraron una convergencia diferenciada en cuanto a

compensaciones salariales, de tal manera que las regiones nunca convergieron a un único estado estacionario, pero sí a estados estacionarios diferentes. A su vez, Tomljanovic y Vogelsang (2002) probaron la convergencia para esas mismas 8 regiones en el periodo 1929 a 1990 mediante la estimación de dos modelos con corte estructural en la tendencia, uno exógeno en 1946 y el otro endógeno, encontrando que el último modelo estimaba un mayor grado de convergencia y que esta se produjo mayoritariamente antes de 1946. Por último, el trabajo de Holmes, Otero y Pangiotidis (2013) utilizó técnicas de cointegración por pares y metodología de *bootstrap* para el periodo 1969 a 2002, encontrando evidencia de la existencia de convergencia si se utiliza una forma de estacionariedad débil, y que el poder de la convergencia es inversamente proporcional a la distancia entre los estados y la desigualdad inicial del ingreso.

Respecto a los temas de movilidad y migración, se tienen las aportaciones de Hammond y Thompson (2002 y 2006), y DiCecio y Gascon (2008). En el primer artículo se estudiaron las tendencias de la migración y movilidad utilizando un conjunto de datos con los 48 estados coterráneos de Estados Unidos. Así, con datos del Ingreso Personal per cápita se encontró que el mayor grado de convergencia se registró en las décadas de los cuarenta y cincuenta. En el segundo artículo se trabajó con datos del Ingreso Personal per cápita obtenidos del Bureau of Economic Analysis (BEA) correspondientes a las 722 Zonas de Desplazamiento (*Commuting Zone*) metropolitanas y no metropolitanas del Economic Research Service (U.S. Department of Agriculture) para los años 1969 a 1999, y se encontró que una menor convergencia “dentro del grupo” (*within-group*) que la observada en las zonas no metropolitanas. Utilizando la misma fuente de datos que Hammond y Thompson (2006), pero considerando el periodo de 1969 a 2005 y un nivel de agregación diferente, DiCecio y Gascon (2008) destacaron la ausencia de convergencia para los estados, aunque sí descubrieron convergencia entre regiones, por lo que concluyeron que la causa de la convergencia es la urbanización.

Finalmente, algunos expositores del enfoque de composición sectorial son Caselli y Coleman II (2001), Young, Higgins y Levy (2008), y Turner, Tamura y Mulholland (2008). En el primer artículo, los autores mostraron el efecto de la transformación sectorial de la economía de Estados Unidos (agrícola a no agrícola), sobre las tasas de convergencia en los

sectores y regiones. Encontraron que la mayor parte de la convergencia regional es atribuible a dicha transformación: convergencia a nivel nacional de salarios agrícolas hacia salarios no agrícolas y una transición más rápida de la fuerza laboral del sur del país hacia trabajos no agrícolas. Por su parte, Young, Higgins y Levy (2008) utilizaron datos del BEA de 3,058 condados para probar la convergencia de los estados durante el periodo de 1970 a 1990, hallando que el tamaño del sector público y el nivel de empleo en el sector educativo están relacionados de manera negativa con el crecimiento económico, mientras que el sector financiero, de seguros, de bienes raíces y de entretenimiento (FIRE por sus siglas en inglés) se encuentran asociados de manera positiva con el crecimiento. Por último, Turner, Tamura y Mulholland (2008) crearon series de capital físico estatales para el periodo 1840 a 2000, con el propósito de estimar la contribución del crecimiento agregado de los insumos y de la productividad total de los factores (PTF), al crecimiento económico de los 50 estados de Estados Unidos y el Distrito de Columbia (DC). Sus resultados sugirieron que el 70% de la convergencia en la productividad se debió a la caída en la variación de la PTF, mientras que el crecimiento de los insumos explicó entre 60% y 75% el crecimiento del producto por trabajador.

La literatura expuesta aporta varias líneas de investigación importantes para el análisis de convergencia. La multitud de métodos resultaron en una diversidad de velocidades de convergencia, aunque en el grueso (al menos para la mitad del siglo pasado) no es posible descartar la convergencia entre estados en Estados Unidos. Adicionalmente, desde el punto de vista sectorial, los cambios estructurales en la relevancia de los diferentes sectores como el agrícola, manufacturas y servicios parecen estar asociadas a los patrones de convergencia estatal.

1.4 Metodología y datos

Se empleó el procedimiento de Bernard y Jones (1996) que consiste, en primera instancia, en determinar las velocidades de convergencia de cada uno de los sectores y del total de la economía norteamericana conforme a las ecuaciones (1.1) a (1.3) que describen la dinámica transicional del modelo de Solow, aunque sin desglosar el intercepto “a”. Se consideró

también una versión que agrega variables dicotómicas para las regiones conformadas de acuerdo al U.S. Census Bureau. En todos los casos se estima la ecuación (1.1) por el método de mínimos cuadrados no lineales.

Las series de empleo y el Producto Interno Bruto (PIB) para los 48 estados continentales de Estados Unidos, el DC y los diferentes sectores económicos para los años de 1969 a 2019, se recopilaron del Bureau of Economic Analysis (BEA). Durante ese periodo se tienen dos clasificaciones industriales: la Clasificación Industrial Estándar (SIC por sus siglas en inglés) para los datos de 1969 a 1997 y el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN) para los datos de 1997 a 2019 por lo que, dado el nivel de desagregación manejado por el BEA, se decidió trabajar al nivel de sector usando la tabla de equivalencia descrita en el Cuadro 1. Las series se concatenaron utilizando los datos de 1997, particularmente las tasas de crecimiento tanto del PIB estatal, como del empleo estatal. Para este análisis no se tomaron en cuenta a las actividades gubernamentales.

[Insertar Cuadro 1 aquí]

1.5 Resultados

En el Cuadro 2 y 3 se presentan las estimaciones de las velocidades de convergencia para cohortes de 10 años en cada uno de los sectores. En la última columna se reportan las de todo el periodo, y todas anualizadas. En el Apéndice se presentan las representaciones gráficas de los resultados, con el uso de un diagrama de series de tiempo respecto al comportamiento de la tasa de convergencia en dichas cohortes.

[Insertar Cuadro 2 y 3 aquí]

Al revisar los resultados de la velocidad de convergencia durante el periodo 1969-2019 se observó la presencia de efectos regionales en el sector *Agricultura* con una velocidad estimada de 0.1270% anual. En cambio, cuando no se controla por dichos efectos, la velocidad estimada es de 0.7035% anual.

Hay evidencia robusta de la presencia de convergencia en los siguientes sectores: *Agricultura, Minería, Transporte/Utilities, Manufactura y Servicios*. Adicionalmente, la velocidad de convergencia estimada para toda la economía estadounidense es 1.3346% anual

sin considerar efectos regionales, y 1.3159% anual cuando sí se contemplan. Al revisar las cohortes de tiempo, se destaca que en la década comprendida por los años 2010 a 2019 es cuando menos sectores presentaron convergencia, aunque la economía agregada sí la presentó. Por otro lado, en la década comprendida entre 1981 a 1990 la economía agregada no mostró convergencia.

Con el propósito de realizar el contraste con los resultados de Bernard y Jones (1996), el Cuadro 4 presenta las estimaciones obtenidas por estos autores con datos de 1963 a 1989. Cabe mencionar que la agrupación de sectores económicos de estos autores, es diferente a la que se muestra en este documento y el dato a comparar de la siguiente tabla es la última columna de los Cuadros 2 y 3 del presente escrito.

[Insertar Cuadro 4 aquí]

Como se puede observar en el Cuadro 4, en ambos estudios hay consistencia respecto a los sectores que muestran convergencia, sin embargo, en lo que a velocidades respecta, las del horizonte de tiempo de 1963 a 1989 son sustancialmente más altas a las del periodo de 1969 a 2019. En cuanto a la explicación de lo ocurrido en el estudio de referencia, Kiel y Vohra (1993) sugirieron que los resultados de la convergencia para los estados de EE. UU. fueron impulsados por el sector minero, mientras que Barro y Sala-i-Martin (1992) argumentaron que las industrias relacionadas con el petróleo fueron la fuente de divergencia en la década de 1970. A pesar de que en la minería la productividad es sustancialmente diferente a la de otros sectores, no hay evidencia con respecto a que la exclusión de los estados mineros afecta las conclusiones sobre convergencia.

Si bien, existe evidencia sustancial de convergencia en la productividad laboral total, ambos conjuntos de resultados de corte transversal sugieren que los sectores difieren dramáticamente en sus características de productividad durante el periodo. Solo la minería y la manufactura están convergiendo en ambos horizontes temporales.

1.6 Conclusiones

Esta investigación exploró la gran heterogeneidad en los niveles de productividad y los movimientos entre las industrias y los estados de los Estados Unidos utilizando el producto estatal bruto por trabajador, como una medida de la productividad laboral, encontrándose que la evidencia es consistente con la hipótesis de convergencia en los Estados Unidos para todo el periodo. Aun cuando en la última década dejó de presentarse una tendencia a converger en varios de los sectores analizados, tanto la *Agricultura* como las *Manufacturas* y los *Servicios* que no son *Comercio*, *Transporte* o *Información*, siguen convergiendo, aunque a velocidades sustancialmente menores.

Como futuras extensiones a este trabajo, se encuentra la posibilidad de realizar una descomposición de las causas de la convergencia en factores intersectoriales e intrasectoriales y cómo estos sufrieron cambios en el periodo de actualización. Asimismo, se podría ver la presencia o no de la σ convergencia y el impacto de la varianza en el producto por trabajador, en los resultados de la convergencia aquí presentados.

1.7 Referencias

- Barro, R. and Sala-i-Martin, X. (1992): “Convergence”, *Journal of Political Economy*, 2: 223-251.
- Bernard, A. and Jones, C. (1996): “Productivity and convergence across U.S. States and industries”, *Empirical Economics*, 1: 113–135.
- Bureau of Economic Analysis, U.S. Department of Commerce. <https://www.bea.gov/>
- Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor (2019, Junio). “BLS publishes experimental state-level labor productivity measures” recuperado de <https://www.bls.gov/opub/mlr/2019/article/bls-publishes-experimental-state-level-labor-productivity-measures.htm#top>
- Carlino, G. and Mills, L. (1993): “Are U.S. regional incomes converging?: A time series analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 2: 335-346.
- Caselli, F. and Coleman II, W. (2001): “The U.S. Structural Transformation and Regional Convergence: A Reinterpretation”, *Journal of Political Economy*, 3: 584-616.
- DiCecio, R. and Gascon, C. (2008): “Income Convergence in the United States: A Tale of Migration and Urbanization”, *The Annals of Regional Science*, 1: 365-377.
- Dieppe, A. (2021): “Global Productivity: Trends, Drivers, and Policies”, Washington, DC: World Bank, doi:10.1596/978-1-4648-1608-6. License: Creative Commons Attribution CC BY 3.0 IGO.
- Economic Research Service. U.S. Department of Agriculture. <https://www.ers.usda.gov/>
- Garofalo, G. and Yamarik, S. (2002): “Regional Convergence: Evidence From A New State-By-State Capital Stock Series”, *The Review of Economics and Statistics*, 2: 316-323.
- Hammond, G. and Thompson, E. (2002): “Mobility and Modality Trends in US State Personal Income Convergence and Mobility: Personal Income Trends in U.S. Metropolitan and Nonmetropolitan Regions”, *Regional Studies*, 4: 375-387.
- Hammond, G. and Thompson, E. (2006): “Convergence and Mobility: Personal Income Trends in U.S. Metropolitan and Nonmetropolitan Regions”, *International Regional Science Review*, 1: 35-63.
- Holmes, M., Otero, J. and Panagiotidis, T. (2013): “Modelling the behaviour of unemployment rates in the US over time and across space”, *Physical A: Statistical Mechanics and its Applications*, 22: 5711-5722.
- James, R. and Campbell, H. (2014): “The impact of space and scale on conditional convergence: Test results from the United States (1970-2004)”. *Annals of GIS*, 1: 803-815.

- Kane, R. (2001): “Investigating Convergence of the U.S. Regions: A Time-Series Analysis”, *Journal of Regional Analysis and Policy*, 1: 1-22.
- Kiel, M. and Vora, R. (1993): “What’s Wyoming got that we don’t?”, Northeastern University Working Paper.
- Mankiw, G., Romer, D. and Weil, D. (1992): “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2: 407–437.
- Rey, S. and Montouri, B. (1999): “US Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective”, *Regional Studies*, 2: 143-156.
- Romer, D. (2019): *Advanced macroeconomics*, New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Solow, R. (1956): “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1: 65-94.
- Survey of Current Business. The Journal of the U.S. Bureau of Economic Analysis. <https://apps.bea.gov/scb/>
- Tomljanovic, M. and Vogelsang, T. (2002): “Are U.S. regions converging? Using new econometric methods to examine old issues”, *Empirical Economics*, 1: 49–62.
- Turner, C., Tamura, R. and Mulholland, S. (2008): “How Important are Human Capital, Physical Capital and Total Factor Productivity for Determining State Economic Growth in the United States, 1840-2000?”, *Journal of Economic Growth*, 1: 319-371.
- U. S. Bureau of Labor Statistics. <https://www.bls.gov/home.htm>
- U. S. Census Bureau. <https://www.census.gov/en.html>
- U. S. Census Bureau. (2017). NAICS definition. Recuperado de <https://www.census.gov/naics/>
- Young, A., Higgins, M. and Levy, D. (2008): “Sigma Convergence Versus Beta Convergence: Evidence from County-Level Data”, *Journal of Money Credit and Banking*, 1: 1083-1093.

Cuadro 1

Tabla de equivalencia de Clasificación Industrial Estándar (SIC por sus siglas en inglés) y el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN)

Sector SCIAN	División (Código) SIC	Sector económico
11	A (01-09)	Agricultura
21	B (10-14)	Minería
22	E (49)	Transporte/Utilities
23	C (15-17)	Construcción
31-33	D (20-39)	Manufactura
42	F (50-51)	Comercio
44-45	G (52-59)	
48-49	E (40-47)	Transporte
51	E (48)	Información
52	H	Servicios
53	H	
54	I	
55	I	
56	I	
61	I	
62	I	
71	I	
72	I	
81	I	

Fuente: Elaboración propia con datos de U.S. Census Bureau NAICS (2017) (<https://www.census.gov/naics/>)

Nota 1: El sector servicios sufrió las mayores modificaciones y fue el más complicado en la elaboración de las equivalencias con código incluido, lo que no constituyó un problema en el presente artículo, toda vez que se trabajó con cierto grado de agregación.

Nota 2: En algunos sectores, debido a la menor disponibilidad de información del empleo por razones de confidencialidad, se perdieron algunos estados (observaciones).

Cuadro 2

Estimación de la velocidad de convergencia en Estados Unidos (Sectorial por cohortes para 1969-2019) (en Puntos Porcentuales)

Sector	1980¹	1990¹	2000¹	2010¹	2019¹	1969-2019
Agricultura	-0.1401	2.6805***	1.4620***	-0.1826	4.0551***	0.7035***
Minería	2.3609**	2.107*	6.435***	0.8196	2.002	2.1181**
Transporte/ Utilities	2.2560**	9.903***	6.494***	-0.0670	1.410	1.8261***
Construcción	0.2006	6.936***	1.1292	2.582**	1.096	0.4920
Manufactura	0.4508**	0.1668	9.500***	2.234**	2.0634***	3.4656***
Comercio	1.7061**	-0.2763	-0.0523	3.0852***	-0.1488	0.3075
Transporte	1.3707**	1.8621**	3.845***	-0.9041	-1.919	0.5179
Información	1.6097***	0.5199	-2.1030***	2.030*	-1.0023	0.2365
Servicios	5.234***	-0.2287	1.744*	0.9573**	1.367**	0.9421**
Total	1.6162***	0.6875	1.4742**	1.1812**	1.5820**	1.3346***

Fuente: Elaboración propia con datos de las estimaciones realizadas

¹ Estimaciones con base a una ventana móvil de 10 años.

* Significativo al 90% de confianza.

** Significativo al 95% de confianza.

*** Significativo al 99% de confianza.

Cuadro 3

Estimación de la velocidad de convergencia en Estados Unidos (Sectorial por cohortes para 1969-2019, utilizando efectos regionales) (en Puntos Porcentuales)

Sector	1980 ¹	1990 ¹	2000 ¹	2010 ¹	2019 ¹	1969-2019
Agricultura	1.1709*	3.0079***	0.5027	2.4391**	5.3683***	0.1270***
Minería	2.953***	3.352**	7.9378***	2.687	-0.2199	2.4841**
Transporte/ Utilities	2.1339**	9.2527***	7.1086***	0.0958	0.5056	1.7351***
Construcción	-0.4997	5.1073**	0.8821	2.4799*	1.2802	0.1422
Manufactura	0.4768**	-0.0008	9.3038***	2.5087**	1.9535***	3.6894***
Comercio	1.6162**	-0.6179	-0.1840	2.7664***	-0.5658	0.3180
Transporte	0.9477	2.5520**	4.8316***	-0.5336	-1.3737	0.9182
Información	1.6106***	0.7127	-2.3489***	2.2051*	-1.2795*	0.3058
Servicios	4.226***	-0.0902	1.7423	1.1403**	1.062**	1.0791**
<u>Total</u>	1.6493***	0.5717	1.3333**	1.0687**	1.2046*	1.3159***

Fuente: Elaboración propia con datos de las estimaciones realizadas

¹ Estimaciones con base a una ventana móvil de 10 años.

* Significativo al 90% de confianza.

** Significativo al 95% de confianza.

*** Significativo al 99% de confianza.

Cuadro 4

Estimación de la velocidad de convergencia (valor de λ) sectorial en Estados Unidos para 1963-1989.

Sector	Velocidad estimada	Estadístico t
Minería	0.0512	3.81***
Construcción	0.0131	0.87
Manufactura	0.0649	3.52***
Transporte/Utilities	0.0318	1.55
Comercio al mayoreo y menudeo	0.0045	0.62
Servicios Financieros, de Seguros e Inmobiliarios	0.0317	2.73***
Otros servicios	0.0030	0.56
<u>Total</u>	0.0418	4.94***

Fuente: Tabla 5 tomada de Bernard y Jones (1996)

* Significativo al 90% de confianza

** Significativo al 95% de confianza

*** Significativo al 99% de confianza

Apéndice

Todas las gráficas son de elaboración propia con base en los resultados de las estimaciones de las velocidades de convergencia.

Figura 1. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos. Agrícola.

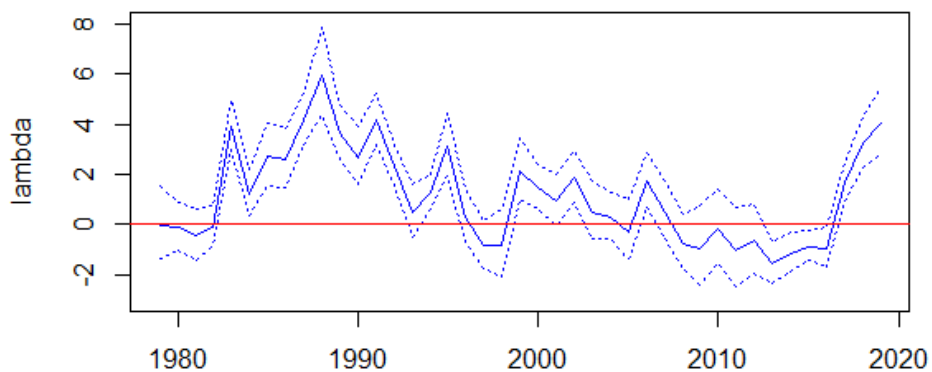


Figura 2. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos controlando por regiones. Agrícola.

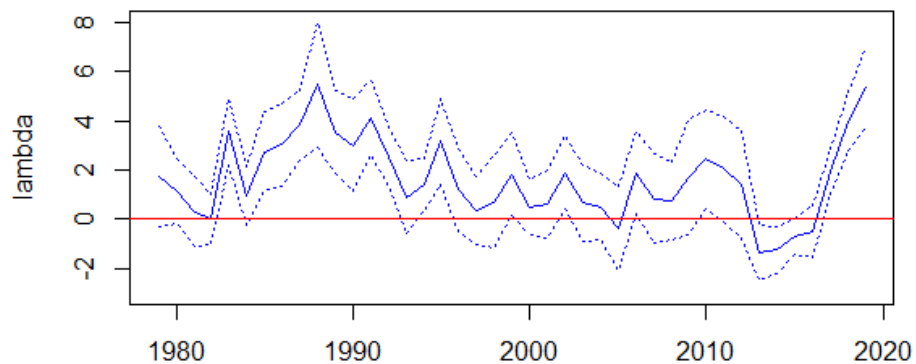


Figura 3. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos. Minería.

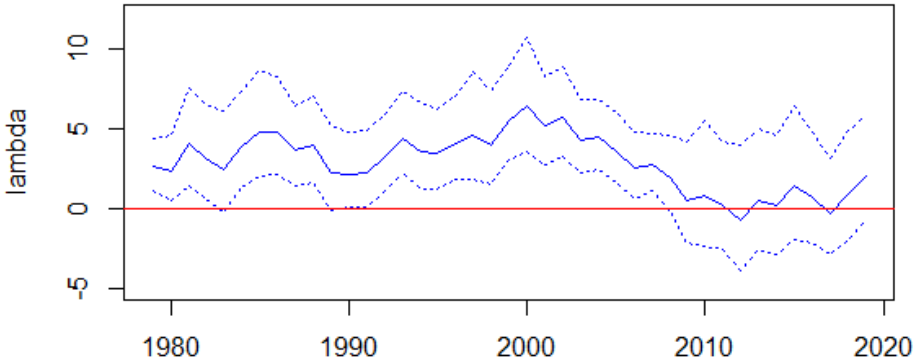


Figura 4. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos controlando por regiones. Minería.

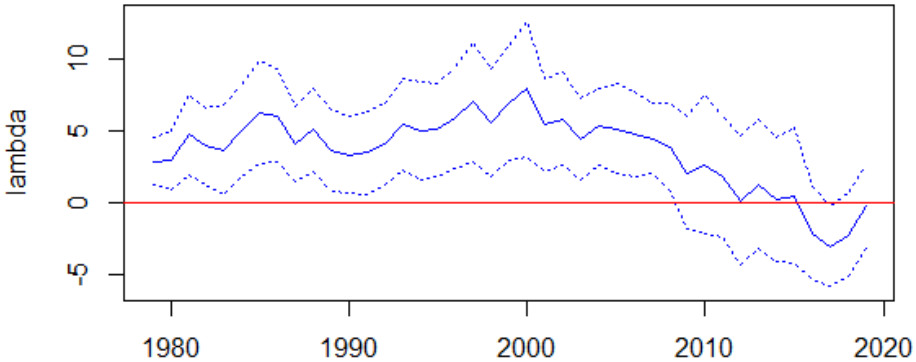


Figura 5. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos. Utilities.

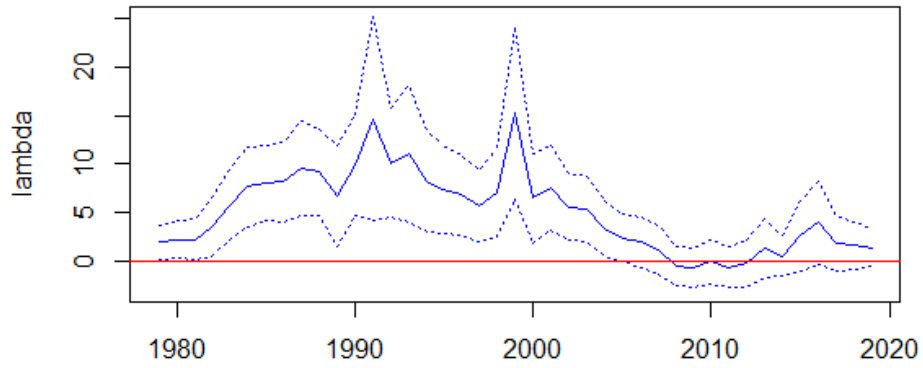


Figura 6. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos controlando por regiones. Utilities.

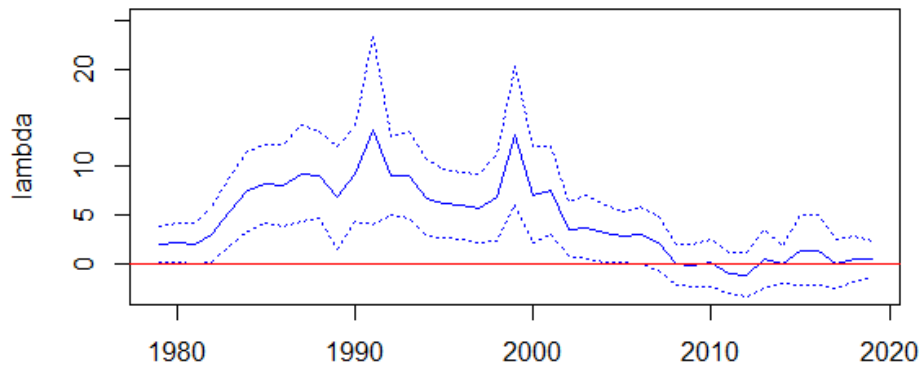


Figura 7. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos. Construcción.

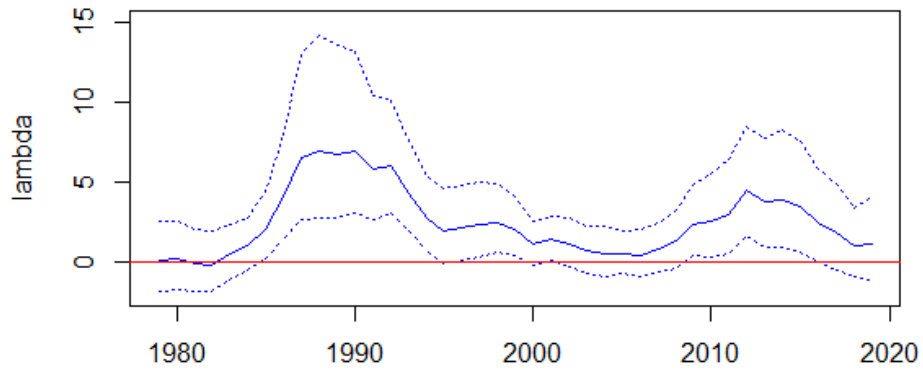


Figura 8. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos controlando por regiones. Construcción.

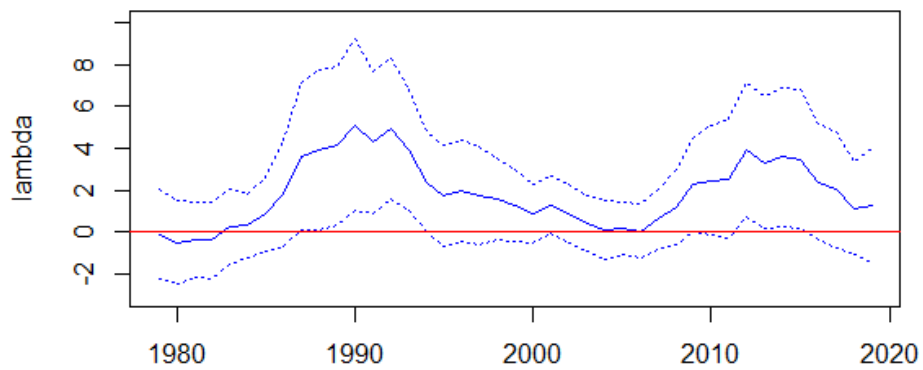


Figura 9. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos. Manufactura.

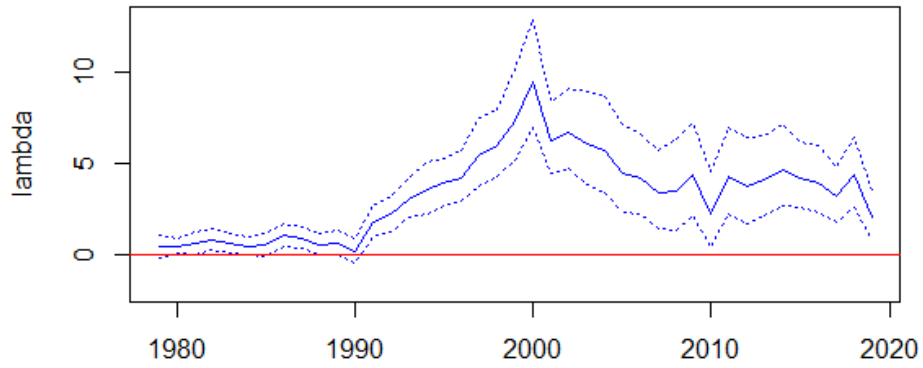


Figura 10. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos controlando por regiones. Manufactura.

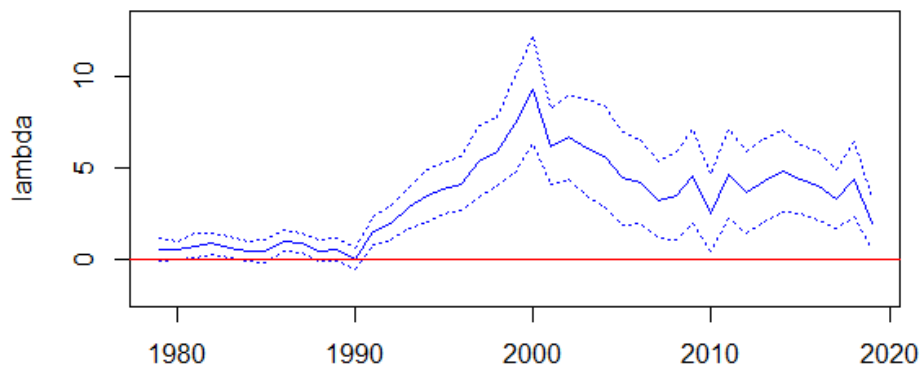


Figura 11. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos. Comercio.

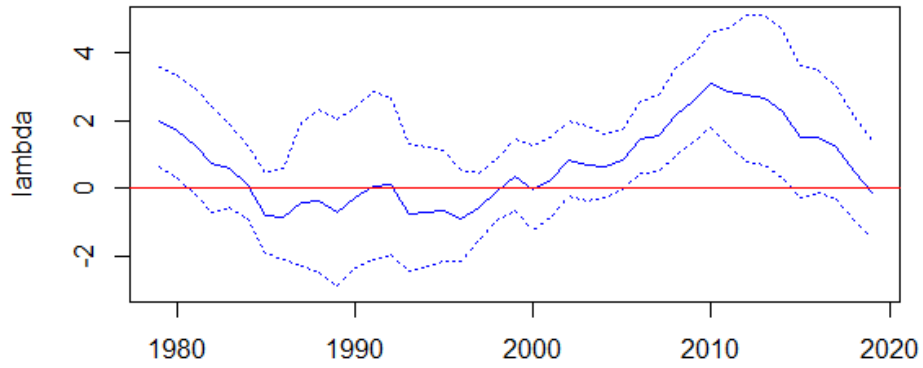


Figura 12. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos controlando por regiones. Comercio.

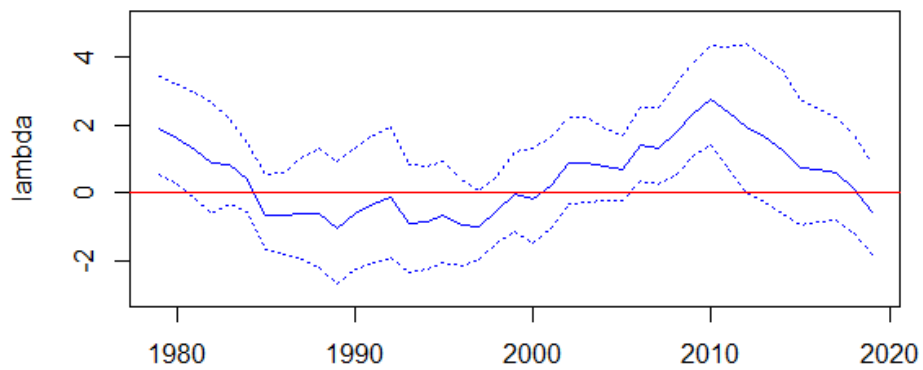


Figura 13. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos. Transporte.

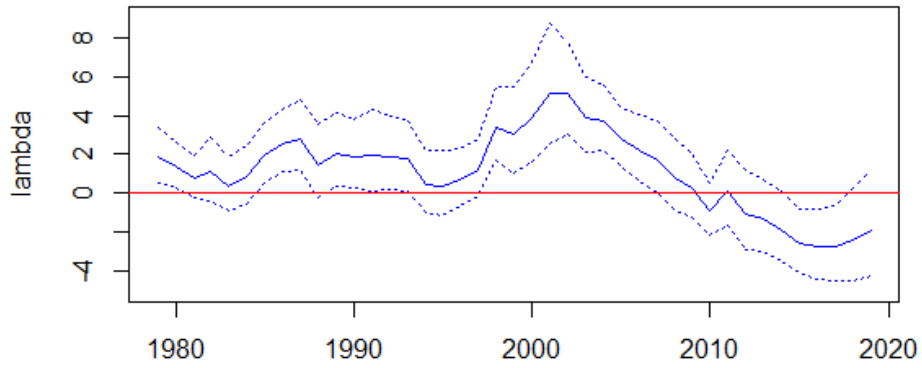


Figura 14. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos controlando por regiones. Transporte.

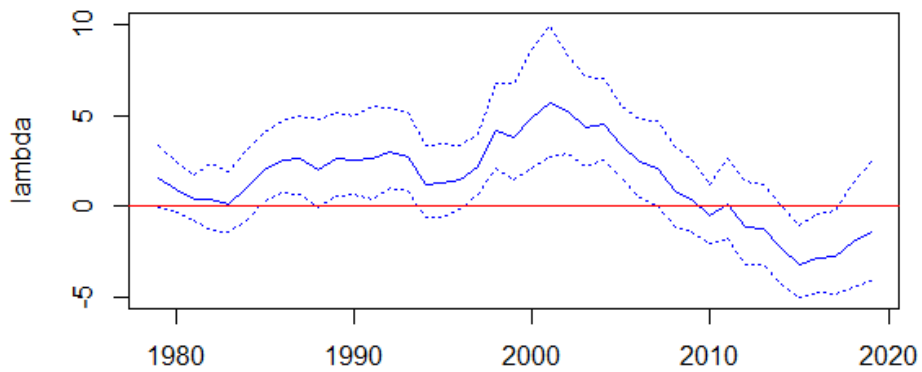


Figura 15. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos. Información.

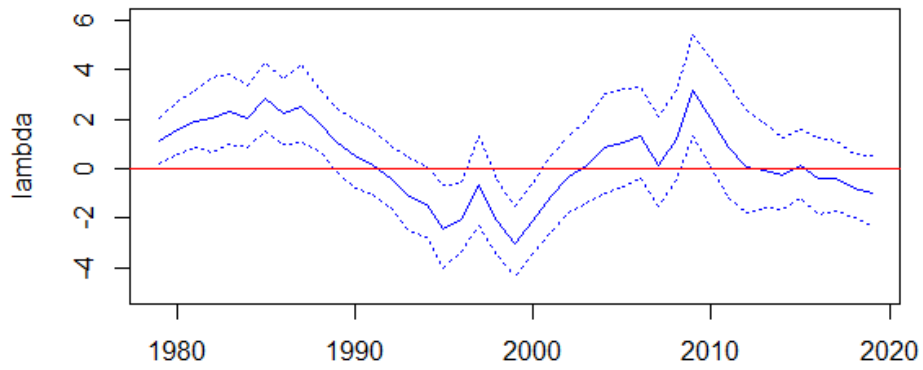


Figura 16. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos controlando por regiones. Información.

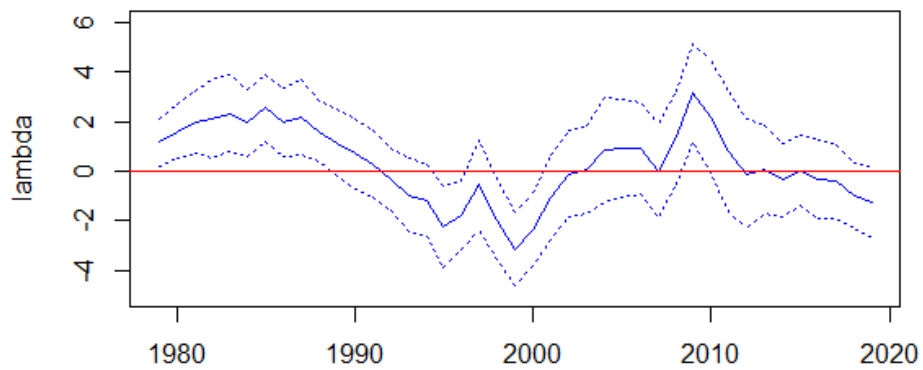


Figura 17. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos. Servicios.

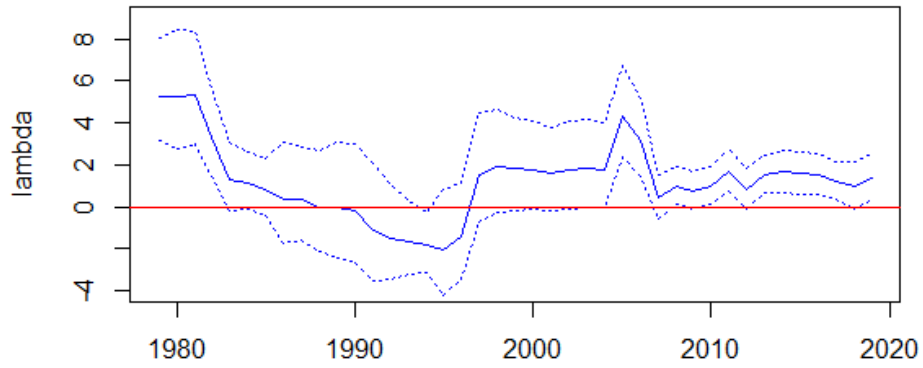


Figura 18. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos controlando por regiones. Servicios.

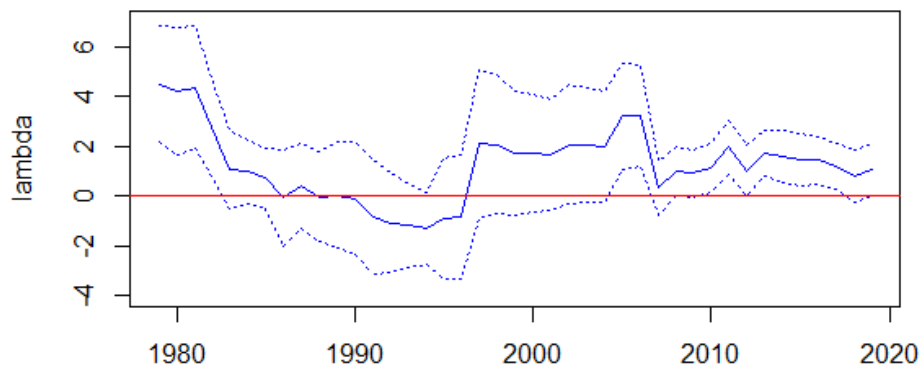


Figura 19. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos. Total.

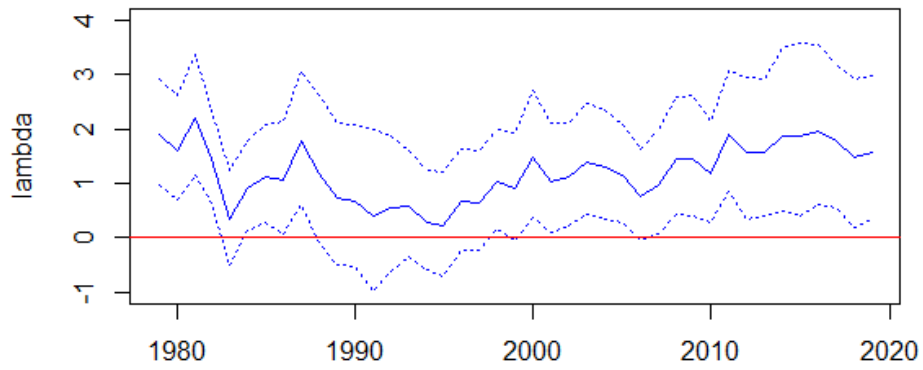
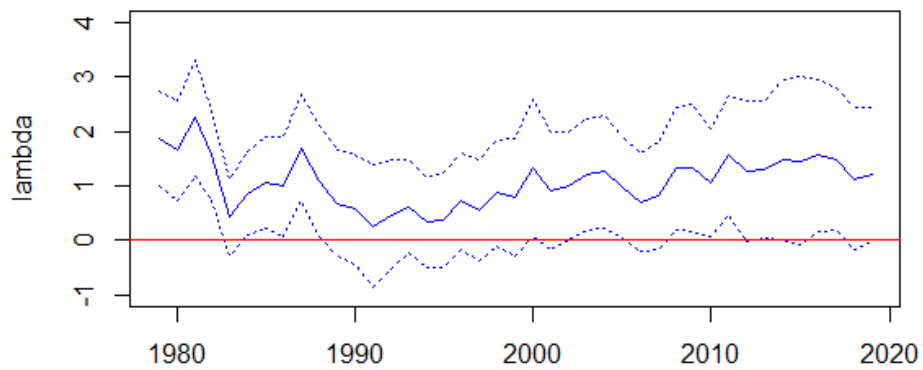


Figura 20. Velocidad de convergencia estatal con base en el PIB por trabajador de Estados Unidos controlando por regiones. Total.



Capítulo 2: Impacto de la Inversión Extranjera Directa en la Actividad Económica de las regiones de México

2.1 Introducción

La inversión extranjera directa (IED) tiene efectos tanto a corto como a largo plazo en la actividad económica de una región. En el corto plazo, la construcción de fábricas y la compra de maquinaria y equipos suponen un aumento de la producción actual de las empresas de la construcción, materiales de construcción, metalmecánica, etc. Una vez finalizado el proyecto, se comienza a producir nuevos productos o servicios que pueden venderse en el mercado nacional o exportarse al resto de los estados o al mundo. Este doble papel hace que la tasa de inversión en el estado sea un determinante del crecimiento a corto plazo y un estímulo a los niveles de producción y producción per cápita a largo plazo, lo que ha sido reconocido en los modelos de crecimiento más influyentes como el de Solow (1956) entre otros.

Además, se ha sugerido que la inversión extranjera directa generalmente involucra ideas y tecnologías que son nuevas para la región receptora. En cierto sentido, la IED puede llevar a que se produzcan más variedades dentro de la región (Romer 1990), creando una economía de aprendizaje que influye en los aumentos de la productividad total de los factores (PTF) (Arrow 1962; Levitt, List y Syver 2013).

En este capítulo se construyeron modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) para estimar el impacto del aumento de la inversión extranjera directa (IED) en variables clave de la actividad económica de las regiones Centro, Centro-Occidente, Norte y Sur. El énfasis se hizo en el empleo, el producto interno bruto (PIB) y las exportaciones de la región. Posteriormente, con base en el modelo VAR se realizó un ejercicio de simulación para ver el impacto que tiene un aumento de 1000 millones de dólares (MDD) en la IED. Finalmente, se aplica la metodología insumo-producto para realizar un análisis estructural de México en un contexto regional considerando a este choque de la IED y los efectos subsecuentes de la última.

El artículo se encuentra organizado de la siguiente manera: En la Sección 2.2 se plantea la revisión de literatura, la Sección 2.3 presenta el modelo a estimar y las fuentes de los datos, la Sección 2.4 expone los resultados obtenidos con el modelo VAR, en la Sección 2.5 se exponen los resultados del modelo insumo-producto y, por último, en la Sección 2.6 se presentan las conclusiones.

2.2 Revisión de literatura

En la literatura sobre el impacto de la IED en la actividad económica, es más común utilizar métodos de series temporales. A diferencia de los métodos de datos de panel, los métodos de series temporales aprovechan la heterogeneidad de la economía. Eso es, por supuesto, siempre que haya suficientes grados de libertad para la estimación. El VAR generalmente se estima teniendo en cuenta la endogeneidad de las variables subyacentes de la actividad económica y no haciendo suposiciones de exclusión arbitrarias. Sin embargo, si la serie está cointegrada, se puede utilizar Vector de Corrección de Errores (VEC). Este es el mismo que el modelo VAR, pero incluye el vector de cointegración como una variable del sistema.

Los modelos ARDL-ECM son otra variante que se ha utilizado en la literatura. Estos últimos tienen la ventaja de aplicarse aun cuando no estemos seguros si las variables son integradas de orden 0 o 1, y pueden aplicarse a cada variable que compone al modelo de manera individual. Maza (2021), Ahmand, Szczepankiewicz, Yonghong, Ullah, Ullah y Loopesco (2022), y Ghosh (2021) son ejemplos de aplicaciones recientes a los efectos de la IED. Las estimaciones de los impactos de corto y largo plazo de la IED suelen realizarse utilizando ejercicios de simulación o funciones impulso-respuesta.

En cuanto a los modelos insumo-producto aplicados al contexto regional mexicano se tienen aplicaciones para diferentes regiones y propósito. Para aspectos de este capítulo, y como veremos posteriormente, se procederá de manera similar al estudio de Alvarado, Quiroga, Torre y Chiquiar (2019), quienes utilizaron el método de Flegg y Webber (1997 y 2000) (FLQ) para calcular matrices insumo-producto regionales y posteriormente ver el impacto de un choque de 10,000 MDD en exportaciones manufactureras a nivel nacional sobre la producción bruta, el valor agregado y el empleo de cada una de las cuatro regiones

que construyeron conforme a la regionalización del Banco de México. Otros estudios al respecto son Ayala y Chapa (2013, 2015, 2019), Ayala, Chapa y Treviño (2015a y 2015b) y Dávila y Valdés (2012) entre otros.

En la aplicación de estos modelos pueden variar las regiones de interés y los métodos de generación de la matriz insumo-producto, respecto al último se utilizaron métodos de balanceo (el más conocido y de más amplio uso es el método RAS) y de cuotas de localización (el más usado fue el método FLQ, aunque existen otros que se describen en el capítulo 3). En cuanto a las regiones, no es posible determinar la regionalización óptima de un país, por lo que las mismas pueden variar entre diferentes estudios, por ejemplo, Callicó, González y Sánchez (2000) construyeron por métodos directos las matrices de la región occidente de México (Jalisco, Colima, Michoacán y Nayarit), mientras que Ayala y Chapa (2007) para el noreste (Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas), Dávila (2015) recopiló estimaciones de matrices insumo-producto para siete regiones obtenidas por diferentes autores.

2.3 Metodología y datos

La estrategia empírica para estimar los impactos socioeconómicos de la inversión extranjera directa en las regiones implica utilizar modelos VAR para evaluar los efectos a corto y largo plazo de la IED sobre las exportaciones, el PIB y el empleo. La especificación del VAR de orden k toma la siguiente forma

(2. 1)

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_k y_{t-k} + \theta x_t + e_t$$

Donde y_t es el vector de las variables de actividad económica en la región: empleo, exportaciones y PIB, mientras que x_t es el vector de variables exógenas que son: La IED, el PIB de Estados Unidos y variables dicotómicas para controlar por la interrupción y recuperación de la actividad económica en el 2020 por el COVID-19 y para capturar efectos estacionales. Las exportaciones no petroleras y una estimación del PIB trimestral tomando como referencia el Indicador Trimestral de Actividad Económica Estatal (ITAEE), se

recuperaron ambas del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), los asegurados del Instituto Mexicano de Seguridad Social (IMSS) ayudaron a medir el empleo, estas son las variables que reflejan la actividad económica de las regiones en el presente ejercicio. La IED se recuperó de la Secretaría de Economía y el PIB de Estados Unidos del Bureau of Economic Analysis. Los datos se obtuvieron de manera trimestral para el periodo 2007T1 a 2022T3 de tal manera que se dispondrán de los grados de libertad suficientes para implementar un modelo como el propuesto.

El INEGI define oficialmente las regiones que se utilizaron en la investigación como Centro, Centro-Occidente, Norte y Sur-Sureste. El Cuadro 1 muestra las entidades que conforman cada una de ellas. Esta desagregación fue elegida ya que algunas encuestas que elabora INEGI tienen representatividad para estas cuatro zonas geográficas, lo cual implica que los resultados de este capítulo se pueden expandir a otras dimensiones del análisis regional.

[Insertar Cuadro 1 aquí]

Las variables mencionadas previamente son las que se serían impactadas por la IED, según la teoría económica. Una gran cantidad de IED se establece en las para comercializar bienes con Estados Unidos, quien es el principal socio comercial de México, lo que a largo plazo genera un aumento en la producción y el empleo de la región a través de la demanda de exportaciones. Es fundamental que la IED pueda aumentar la productividad de los factores (PTF) si se quieren observar efectos en el salario.

Para estimar el impacto de la IED en la actividad económica de la región se realizó la simulación en la que asumimos un escenario inercial con los siguientes rasgos: (1) La IED trimestral en dólares se repetirá en los trimestres subsiguientes; (2) el tipo de cambio permanece constante; y (3) el PIB de Estados Unidos crece 0.004568, la tasa de crecimiento trimestral de tendencia. Este escenario inercial se conoce como contrafactual, ya que es la situación que prevalecería sin una intervención, como lo es un aumento en la IED.

Con la excepción de la condición (1), el escenario de tratamiento es igual al del contrafactual: en este escenario, tomamos el contrafactual y agregamos una intervención de 250 millones de dólares por trimestre. En el caso de tratamiento, esto equivale un aumento

permanente en la IED que la región recibe en 1,000 MDD a partir de 2022T4 y este se mantiene hasta 2026T4.

No importa cuán realistas sean las condiciones (2) y (3) en cuanto al tipo de cambio y el crecimiento de Estados Unidos, ya que, en ambos escenarios, tanto en el contrafactual como en el tratamiento, las condiciones son iguales. Por lo tanto, cualquier variación en los valores simulados de las variables de actividad económica no se debe a las condiciones, sino a la intervención de la IED.

De acuerdo con el impacto calculado con base en el ejercicio anterior se analizó, a través del modelo insumo-producto de demanda, el efecto que éste tiene sobre la producción total bruta sectorial. En primera instancia se debe estimar una matriz insumo-producto (MIP) para cada región de estudio, la MIP es una tabla de doble entrada que muestra la generación y utilización de producción bruta en una economía durante un año específico, muestra las compras y ventas de insumos intermedios entre los sectores económicos, el uso de trabajo y de capital y la venta de productos finales a consumidores, empresas, gobiernos y sectores externos. Esta base de datos da una idea de las técnicas de producción de los diferentes sectores o industrias que participan en una región y qué tan intensivas son en el uso de bienes intermedios.

Los académicos se han abocado a desarrollar técnicas indirectas para derivar MIP regionales, ya que la realización de encuestas es muy costosa en tiempo y dinero. Las MIP regionales 2018 fueron derivadas usando el método FLQ, lo anterior con base en el estudio de Flegg y Tohmo (2013) que mostraron el mejor desempeño del último, adicionalmente, éste ha sido utilizado en trabajos para estimar la MIP de Nuevo León 2018 y la MIP de la región noreste (Chapa 2022 y Alvarado et al. 2019, respectivamente). Las variables asociadas a valor agregado y demanda final se regionalizaron conforme a los siguientes datos de 2018: participación de la población de la región (caso del consumo privado y consumo de gobierno), a la participación del PIB de la región (inversión, exportaciones), a la tasa efectiva de impuestos respecto al PIB nacional (impuestos netos), y a la propensión marginal a importar respecto al PIB nacional (importaciones), el resto fue por diferencias (excedente bruto de operación y remuneraciones agrupadas en una sola cuenta).

Con base en las MIPs se especifica el Modelo de Demanda de Leontief, este último se utilizó para calcular los multiplicadores que ayudan a determinar el impacto que tiene la intervención de la IED en las regiones. Las relaciones de compra-venta intersectoriales son descritas por el Modelo de Leontief. Se supone que la producción de cada sector tiene rendimientos constantes a escala. Por lo tanto, para producir, cada sector necesita proporciones fijas tanto de productos intermedios proporcionados por otros sectores como de insumos primarios (coeficientes técnicos constantes) y homogeneidad de las actividades económicas que se incluyen en cada sector. Por lo tanto, asume que las variables estratégicas, como la demanda final, son exógenas y que las relaciones entre ellas son estáticas.

Este modelo puede ser planteado de dos maneras: abierto y cerrado. El modelo abierto de demanda es aquel donde se utiliza solo la parte de la matriz correspondiente al consumo intermedio y se expresa matricialmente:

(2. 2)

$$x = (I - A)^{-1}y$$

Donde:

x = Vector (nx1) de producción total bruta por sector.

A = Matriz (nxn) de coeficientes técnicos, sus elementos son $a_{ij} = \frac{x_{ij}}{x_j}$

y = vector (nx1) de demanda final por sector.

Los coeficientes técnicos indican la proporción que las compras del sector j al sector i representan de la producción total bruta del sector j .

La matriz $(I - A)^{-1}$ es denominada Matriz Inversa de Leontief, sus elementos son representados por α_{ij} , y se interpretan como la cantidad adicional producida por el sector i si la demanda final del sector j se incrementa en una unidad.

Por último, los multiplicadores evalúan el impacto de la expansión de un sector sobre todos sus proveedores de recursos. Los componentes de la Matriz Inversa de Leontief se utilizan para el análisis de impactos sectoriales. En su cálculo, se supone que la técnica de

producción se mantiene fija en caso de que la demanda final aumente. Son lineales debido a los supuestos de este modelo.

El valor total de la producción de todos los sectores económicos que es necesario para satisfacer un aumento en una unidad de la demanda final del sector j se conoce como multiplicador del producto para el sector j . Este valor se obtiene sumando los elementos de la columna correspondiente al sector j en la Matriz Inversa de Leontief y es igual a:

(2. 3)

$$D_j = \sum_{i=1}^n \alpha_{ij}$$

Sumando los elementos de la fila vinculada al sector i en la Matriz Inversa de Leontief, se puede obtener el multiplicador de expansión uniforme de la demanda final del sector i . Este último se describe como la producción del sector i que es necesaria para satisfacer un incremento unitario en la demanda final de todos los sectores:

(2. 4)

$$D_i = \sum_{j=1}^n \alpha_{ij}$$

El multiplicador del empleo se define como el aumento en el empleo asociado con un aumento en la demanda final por unidad de producto. Este multiplicador se obtiene premultiplicando los elementos de la Matriz Inversa de Leontief por el requerimiento de trabajo por unidad de producto para cada sector:

(2. 5)

$$E_j = \sum_{i=1}^n l_j \alpha_{ij}$$

Donde l_j es el número de trabajadores del sector j por unidad de producción bruta del sector j . l_j es justamente el empleo directo vinculado a una expansión unitaria de la

demanda final del sector j . Mientras que el empleo indirecto del sector j se obtiene restando el empleo directo al multiplicador del empleo de dicho sector.

El multiplicador simple del ingreso para el sector j mide el incremento en el ingreso laboral de la economía provocado por un aumento unitario en la demanda final del sector j :

(2. 6)

$$Ming_j = \sum_{i=1}^n ing_j \alpha_{ij}$$

Donde ing_j es la proporción que el pago al trabajo representa del valor de la producción bruta del sector j .

El multiplicador simple del valor agregado para el sector j mide el valor agregado de la economía vinculado a un aumento unitario en la demanda final del sector j :

(2. 7)

$$MVA_j = \sum_{i=1}^n va_j \alpha_{ij}$$

Donde va_j es la proporción que el valor agregado del sector j contribuye al valor de la producción bruta del sector j .

Para este capítulo se calcularon los efectos en producción, de tal forma que se usaron solamente los multiplicadores dados por la ecuación (2.3) para los 32 sectores de las cuatro regiones. La lista de códigos de clasificación SCIAN y descripción del mismo se encuentran en el Cuadro 2.

[Insertar Cuadro 2 aquí]

2.4 Resultados de las estimaciones del VAR

Para asegurar la estabilidad del sistema planteado en (2.1) se debe garantizar que las series que componen al VAR sean estacionarias, para revisar lo anterior se realizaron pruebas de raíz unitaria para las variables de empleo, producción, exportaciones e IED de cada región, al utilizar la prueba Aumentada de Dickey-Fuller (ADF) se encontró que, en general, todas

las variables que componen a y_t eran estacionarias en primera diferencia (o $I(1)$), mientras que las variables que componen a x_t eran estacionarias (o $I(0)$). Los resultados para la prueba con intercepto se presentan en el Cuadro 3.

[Insertar Cuadro 3 aquí]

Con base en este resultado la especificación se transformó a lo siguiente:

(2. 8)

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \beta_k \Delta y_{t-k} + \theta x_t + e_t$$

Se reconoce que ante la presencia de raíz unitarias en las variables que componen al VAR se podría probar la presencia de cointegración para posteriormente estimar Vectores de Corrección de Errores (VEC por sus siglas en inglés), en estos modelos se capturan las dinámicas de corto y largo plazo de las variables. Sin embargo, como el propósito de este capítulo es la estimación del impacto de la IED en las variables de empleo, producción y exportaciones se estimaron solamente modelos VAR.

En la estimación de estos modelos es importante determinar el valor de k , que es el número de rezagos que el vector de variables debe aparecer en la estimación. Lo anterior se determinó a través del criterio de información de Akaike, adicionalmente se determinó el rezago de la variable de la IED con esta misma forma, este último proceso responde a inquietudes estadísticas y de índole empírico, ya que los efectos de la última se tardan en ver cristalizados. El resultado de ambos ejercicios se reporta en el Cuadro 4.

[Insertar Cuadro 4 aquí]

Finalmente, con propósitos de ganar eficiencia en la estimación se restringieron algunos parámetros del modelo a que fueran cero. Los resultados de las estimaciones se muestran en los Cuadros 5 al 8 donde se omiten por cuestiones de espacio las variables dicotómicas.

[Insertar Cuadros 5, 6, 7 y 8 aquí]

Debido a que los efectos de las variables endógenas se entrelazan en todo el sistema, es difícil determinar si las relaciones entre las variables endógenas son positivas o negativas,

caso contrario en los modelos tradicionales de regresión. Sin embargo, las funciones impulso-respuesta se pueden usar para ver la respuesta de una variable cuando cambian los errores en las ecuaciones de cada variable endógena.

[Insertar Gráficas 1, 2, 3 y 4 aquí]

Ahora bien, respecto a los cambios en y_t determinados por la IED, vemos en general, con base en el estadístico t que no presentan efecto alguno a lo largo de las regiones. La excepción a dicho comportamiento son la producción y el empleo en la región Centro. Sin embargo, la forma en la que se abordará el impacto de esta variable es a través del ejercicio de simulación referido en la sección de metodología. Los impactos hasta 2026 se reportan en el Cuadro 9 y se encuentran en términos absolutos, es decir, las exportaciones, producción y empleo medidas en miles de dólares, puntos del ITAEE, y personas, respectivamente. También se reportaron en términos relativos.

[Insertar Cuadro 9 aquí]

Se observó que los impactos en las variables fueron pequeños considerando que la magnitud del choque de la IED representó 39.58% de la IED recibida en 2022 por la región Sur, 13.78% para Centro-Occidente, 9.51% para Norte y 6.74% para Centro. Por otro lado, la variable que mayor impacto recibió fue las exportaciones, con incrementos que van desde el 0.55% para la región Centro-Occidente hasta 4.12% en la región Centro. En términos absolutos estos incrementos van desde 147 millones de dólares en la región Centro-Occidente hasta los 978 millones de dólares en la región Norte. El punto anterior servirá como punto de partida para el análisis del impacto en la producción bruta sectorial, se considerará al choque exógeno en la demanda final al incremento en IED y al impacto en las exportaciones.

2.5 Resultados del modelo insumo-producto

Posterior a realizar el cálculo de la matriz inversa de Leontief se transformaron los choques de IED y exportaciones a pesos de 2018 correspondientes a los sectores manufactureros de la siguiente forma:

Para la IED

- Transformar a pesos de 2018 multiplicando por el tipo de cambio de 2018.
- Distribuir el impacto de la IED de acuerdo a la participación en la formación bruta de capital fijo de los sectores manufactureros de las MIPs regionales 2018.

Para exportaciones

- Distribuir el impacto relativo de las exportaciones de acuerdo a la participación en las exportaciones de los sectores manufactureros de las MIPs regionales 2018 y de acuerdo al valor de las mismas.

Lo anterior basado en el hecho que el sector manufacturero es el principal receptor de IED en el país y, por lo tanto, en él se debe distribuir el impacto. Los resultados de este ejercicio se concentran en el Cuadro 10.

[Insertar Cuadro 10 aquí]

Se puede observar que el efecto que genera la IED es mayor en la región Centro, al contabilizar que como consecuencia del incremento de 1000 millones de dólares la producción en esa región incrementa 60,642 millones de pesos, le sigue la región Norte con 47,114 millones de pesos, la región Centro-Occidente con 28,991 millones de pesos, y finalmente la región Sur con 26,181 millones de pesos. Los efectos de esta expansión están concentrados en el sector manufacturero y este hecho puede explicar lo limitado de los efectos en la región Sur la cual no se caracteriza por tener una industria manufacturera fuerte.

En las regiones Centro, Centro-Occidente y Norte, el sector que concentró las ganancias por la inversión extranjera directa fue 333-336 que captura Fabricación de maquinaria y equipo; Fabricación de equipo de computación, comunicación, medición y de otros equipos, componentes y accesorios electrónicos; Fabricación de accesorios, aparatos eléctricos y equipo de generación de energía eléctrica; Fabricación de equipo de transporte representando 79.26%, 76.17% y 84.19% del impacto. En la región Sur fue el sector 331-332 Industrias metálicas básicas; Fabricación de productos metálicos concentrando 47.73% del impacto

2.6 Conclusiones

Para evaluar el impacto de la inversión extranjera directa en las regiones sobre las principales variables de su actividad económica, se realizó un ejercicio utilizando métodos econométricos multivariados de series temporales. Se descubrió que un aumento en la inversión extranjera directa tiene efectos a largo plazo en el empleo, el producto interno bruto (PIB) y, especialmente, en las exportaciones del país. En orden de magnitud, un aumento de mil millones de dólares en la inversión extranjera directa incrementa la variable de las exportaciones en mayor magnitud relativa para todas las regiones, en rangos desde 0.55% hasta 4.12%.

Cuando se evalúa el impacto anterior en un contexto de producción sectorial a través de un modelo insumo-producto se encuentra que en la región Centro se dan mayores ganancias por la atracción de inversión extranjera directa, mientras que en el Sur es donde se dan las menores. El sector manufacturero es quien concentra las ganancias de la inversión, pero este es un sector que tiende a estar poco integrado a la proveeduría local y exporta el bien producido, de tal manera que tiene un bajo efecto multiplicador respecto a otros sectores que pueden estar más integrados. La matriz insumo-producto sigue demostrando ser una herramienta de suma importancia y utilidad para el buen diseño de política industrial.

Este trabajo complementa otros que se han realizado con otras técnicas cuantitativas y de modelo insumo-producto. Por ejemplo, Ayala, Chapa, Treviño, Gaspare y Pérez (2015) encuentran que los incrementos de 2 y 3 dígitos en las exportaciones y la IED que recibe el Noreste de México desde que entró en operación el Tratado de Libre Comercio se tradujeron en expansiones del empleo y valor agregado. Sin embargo, al igual que en este estudio, los incrementos son modestos. En cuanto a trabajos del modelo insumo-producto se considera que complementa a Alvarado et al. (2019) por el tratamiento que se le da a la inversión en este capítulo y a Chapa (2022) porque se abordan las regiones de México y no solamente un estado. De extensiones a este capítulo se dejan el cálculo de multiplicadores de valor agregado y multiplicadores del empleo, adicionalmente, probar la consistencia de los modelos VAR estimados con las métricas de empleo reportadas en la Encuesta Nacional de

Ocupación y Empleo (ENOE).

Finalmente, vemos como necesidad el plantear otros métodos para regionalizar matrices insumo producto, lo cual se aborda en el tercer y último capítulo.

Referencias

- Ahmad, M., Szczepankiewicz, E., Yonghong, D., Ullah, F., Ullah, I., y Loopesco, W. E. (2022). Does Chinese Foreign Direct Investment (FDI) Stimulate Economic Growth in Pakistan? An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL Bounds) Testing Approach. *Energies*, 15(6), 2050.
- Alvarado, J., Quiroga, M., Torre, L. y Chiquiar, D. (2019). Regional Input-Output Matrices and an Application to Analyze a Manufacturing Export Shock in Mexico. *Ensayos Revista de Economía*, 38(2), 227-258, <http://dx.doi.org/10.29105/ensayos38.2-4>
- Arrow, K. (1962). The Economic Implications of Learning by Doing. *The Review of Economic Studies*, 29(3), 155-173.
- Ayala, E. y Chapa, J. (2007). “Matriz Insumo Producto del Noreste de México”. *Integración Económica Noreste de México-Texas: Diagnóstico y Prospectiva*, Cap. IV. Programa para la Integración del Desarrollo Regional del Noreste y su Vinculación con Texas, Gobierno del Estado de Nuevo León, Fondo Editorial de Nuevo León.
- Ayala, E. y J. Chapa (2013). Impacto Económico de las heladas y del financiamiento de la resiembra en Sinaloa. *Revista de Economía*, XXX (81), 11-55
- 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.
- Ayala, E., Chapa, J., Treviño L., Matteo, G y Pérez, F. (2015). *Efectos Regionales del Libre Comercio: El caso del Noreste de México*. Pearson, ISBN 978-607-32-3075-9.
- Ayala E., y Chapa, J. (2019). Demanda agregada y desigualdad regional por género en México. *Cuadernos de Economía*, 38(77), 399-424.
- Callicó J., González, E. y Sánchez, L. (2000). *Matriz Insumo-Producto Regional*. Centro de Estudios Estratégicos para el Desarrollo, Universidad de Guadalajara.
- Chapa, J. (2022). *Matriz Insumo-Producto de Nuevo León, 2018*. Documento de investigación, CIE-FAECO, UANL.
- Davila, A. (2015). “¿Por qué y Cómo Elaborar Modelos Interregionales de Insumo Producto Mediante la Aplicación de Métodos Indirectos de Estimación? En *Modelos Interregionales de Insumo-Producto de la Economía Mexicana*, A. Davila (coordinador), Editorial M.A. Porrúa, pp. 7 - 26.

- Dávila, A. y Valdés, M. (2012). Jalisco: Modelos de producción Insumo-Producto 2003-2008. *Econoquantum*, 10 (2), 99-133.
- Flegg, A. y Tohmo, T. (2011). Regional Input-Output tables and the FLQ formula: a case study of Finland. *Regional Studies*, 47, 703-721.
- Flegg, A. y Webber, C. (1997). On the appropriate use of location quotients in generating Input-Output tables: Reply. *Regional Studies*, 31, 795-805.
- Flegg, A. y Webber, C. (2000). Regional size, regional specialization and the FLQ formula. *Regional Studies*, 34 (6), 563-569.
- Ghosh, S. (2019). Foreign direct investment, female education, capital formation, and economic growth in Japan and South Korea. *International Economic Journal*, 33(3), 509-536.
- Ha, V., Holmes, M., y Hassan, G. (2020). Does foreign investment benefit the exporting activities of Vietnamese firms? *The World Economy*, 43(6), 1619-1646.
- Levitt, S., List, J., y Syverson, C. (2013). Toward an understanding of learning by doing: Evidence from an automobile assembly plant. *Journal of political Economy*, 121(4), 643-681.
- Maza, A. (2021). International Trade and Foreign Direct Investment as Determinants of Economic Growth: Evidence from Spain. *Journal of International Economics* (0976-0792), 12(2).
- Romer, P. (1990). Endogenous technological change. *Journal of political Economy*, 98(5, Part 2), S71-S102.
- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 70(1), 65-94.

Cuadro 1

Entidades federativas que conforman las regiones bajo estudio

Región Centro		Región Centro-Occidente	
Ciudad de México		Aguascalientes	
Estado de México		Colima	
Hidalgo		Durango	
Morelos		Guanajuato	
Puebla		Jalisco	
Querétaro		Michoacán de Ocampo	
Tlaxcala		Nayarit	
		San Luis Potosí	
		Zacatecas	
Región Norte		Región Sur-Sureste	
Baja California		Campeche	
Baja California Sur		Chiapas	
Chihuahua		Guerrero	
Coahuila de Zaragoza		Oaxaca	
Nuevo León		Quintana Roo	
Sinaloa		Tabasco	
Sonora		Veracruz de Ignacio de la Llave	
Tamaulipas		Yucatán	

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 2.

Clasificación de los sectores de acuerdo al SCIAN

Código	Sectores
11	Agricultura, cría y explotación de animales, aprovechamiento forestal, pesca y caza
2111	Extracción de petróleo y gas
212- 213	Minería no petrolera
22	Generación, transmisión y distribución de energía eléctrica, suministro de agua y de gas por ductos al consumidor final
23	Construcción
311	Industria Alimentaria
312	Industria de las bebidas y del tabaco
313- 314	Fabricación de insumos textiles y acabado de textiles y Fabricación de productos textiles, excepto prendas de vestir
315- 316	Fabricación de prendas de vestir; Curtido y acabado de cuero y piel, y Fabricación de productos de cuero, piel y materiales sucedáneos
321	Industria de la madera
322- 323	Industria del papel e Impresión e industrias conexas
324- 326	Fabricación de productos derivados del petróleo y del carbón, Industria química e Industria del plástico y del hule
327	Fabricación de productos a base de minerales no metálicos
331- 332	Industrias metálicas básicas y Fabricación de productos metálicos
333- 336	Fabricación de maquinaria y equipo, Fabricación de equipo de computación, comunicación, medición y de otros equipos, componentes y accesorios electrónicos, Fabricación de accesorios, aparatos eléctricos y equipo de generación de energía eléctrica y Fabricación de equipo de transporte
337	Fabricación de muebles, colchones y persianas
339	Otras industrias manufactureras
4300	Comercio al por mayor
4600	Comercio al por menor
48-49	Transportes, correos y almacenamiento
51	Información en medios masivos
52	Servicios financieros y de seguros
53	Servicios inmobiliarios y de alquiler de bienes muebles e intangibles
54	Servicios profesionales, científicos y técnicos
55	Corporativos
56	Servicios de apoyo a los negocios y manejo de residuos y desechos, y servicios de remediación
61	Servicios educativos
62	Servicios de salud y de asistencia social

Código	Sectores
71	Servicios de esparcimiento culturales y deportivos, y otros servicios recreativos
72	Servicios de alojamiento temporal y de preparación de alimentos y bebidas
81	Otros servicios excepto actividades gubernamentales
93	Actividades legislativas, gubernamentales, de impartición de justicia y de organismos internacionales y extraterritoriales

Fuente: Elaboración propia con datos del SCIAN

Cuadro 3.

Resultados de la prueba ADF para las cuatro regiones de las variables de empleo, producción, exportaciones e IED

	Nivel	Diferencia
Región Centro		
Empleo	-0.5283 [0.8780]	-5.7369 [0.0000]
Producción	-1.5454 [0.5042]	-9.5728 [0.0000]
Exportaciones	-1.6196 [0.4667]	-10.0024 [0.0000]
Inversión	-2.1995 [0.2088]	-6.1057 [0.0000]
Región Centro-Occidente		
Empleo	0.4087 [0.9818]	-5.2485 [0.0000]
Producción	-0.9753 [0.7568]	-9.8968 [0.0000]
Exportaciones	0.2694 [0.9747]	-9.3750 [0.0000]
Inversión	-7.5469 [0.0000]	-9.1714 [0.0000]
Región Norte		
Empleo	1.0102 [0.9963]	4.8280 [0.0002]
Producción	-0.8857 [0.7863]	-10.2755 [0.0000]
Exportaciones	1.0548 [0.9967]	-7.2196 [0.0000]
Inversión	-7.3103 [0.0000]	-5.7230 [0.0000]
Región Sur		
Empleo	-0.6558 [0.8497]	-5.9952 [0.0000]
Producción	-2.7034 [0.0792]	-9.9678 [0.0000]
Exportaciones	-1.3886 [0.5822]	-7.5110 [0.0000]
Inversión	-6.9283 [0.0000]	-7.9338 [0.0000]
PIB Estados Unidos	0.5188 [0.9864]	-11.1015 [0.0001]

Fuente: Elaboración propia.

Notas: Los valores entre corchetes representan el P-valor del estadístico de prueba. La hipótesis nula es que la serie tiene raíz unitaria.

Cuadro 4.

Rezagos de y_t y de la variable de inversión en el VAR conforme al criterio de Akaike para las cuatro regiones

Variable	Rezagos
Región Centro	
y_t	1
IED	1
Región Centro-Occidente	
y_t	2
IED	3
Región Norte	
y_t	1
IED	3
Región Sur	
y_t	3
IED	4

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 5.

Resultados de estimación del VAR para la región Centro

	Δ Producción	Δ Empleo	Δ Exportaciones
Δ Producción (-1)	0.084751 [0.92235]	0.000000	0.000000
Δ Empleo (-1)	9.63E-07 [0.60602]	0.531663 [5.82295]	0.921050 [1.00107]
Δ Exportaciones (-1)	6.92E-07 [3.45061]	0.032454 [3.81224]	0.166790 [1.94425]
Intercepto	-2.423229 [-0.75755]	-377353.2 [-2.05344]	220337.4 [0.11899]
PIB_USA	0.000150 [0.73922]	29.33522 [2.52557]	-30.99596 [-0.26482]
IED (-1)	0.000278 [2.43449]	-5.075660 [-0.77453]	162.4722 [2.46039]
R-squared	0.908555	0.904043	0.817119
Sum sq. resid	72.96578	2.41E+11	2.45E+13
Mean dependent	0.418249	109740.6	200851.9
S.D. dependent	3.646742	204659.8	1493861.

Fuente: Elaboración propia

Nota: El valor entre corchetes es el estadístico t

Cuadro 6.

Resultados de estimación del VAR para la región Centro-Occidente

	Δ Producción	Δ Empleo	Δ Exportaciones
Δ Producción (-1)	0.000000 [4.20589]	9751.526 [4.20589]	0.000000
Δ Producción (-2)	0.000000	5275.980 [1.72297]	-205254.9 [-5.29715]
Δ Empleo (-1)	1.08E-05 [3.37818]	0.558932 [5.75458]	0.000000
Δ Empleo (-2)	-4.13E-06 [-1.97618]	0.000000	2.094460 [1.32938]
Δ Exportaciones (-1)	1.30E-07 [1.13584]	0.000000	-0.115378 [-1.31235]
Δ Exportaciones (-2)	-2.10E-07 [-2.83844]	-0.014674 [-3.32117]	0.000000
Intercepto	0.407309 [0.13706]	-203645.7 [-1.95915]	-797604.3 [-0.35538]
PIB_USA	-2.32E-05 [-0.12224]	19.00314 [2.86718]	43.27217 [0.30173]
IED (-3)	4.54E-05 [0.39339]	-1.322891 [-0.34094]	56.36494 [0.58440]
R-squared	0.928349	0.917840	0.862602
Sum sq. resids	45.55307	5.49E+10	3.29E+13
Mean dependent	0.538009	96623.03	291443.4
S.D. dependent	3.282637	106461.0	2014821.

Fuente: Elaboración propia

Nota: El valor entre corchetes es el estadístico t

Cuadro 7.

Resultados de estimación del VAR para la región Norte

	Δ Producción	Δ Empleo	Δ Exportaciones
Δ Producción (-1)	0.000000 --- [3.12453]	13949.84 (4464.63) [3.12453]	214454.9 (108035.) [1.98506]
Δ Empleo (-1)	0.000000 --- [5.09999]	0.412735 (0.08093) [5.09999]	0.192518 (2.08116) [0.09251]
Δ Exportaciones (-1)	2.24E-07 (4.2E-08) [5.36886]	0.000000 ---	0.000000 ---
Intercepto	-4.699817 (2.96203) [-1.58669]	-549953.2 (244169.) [-2.25234]	-617781.1 (5639918) [-0.10954]
PIB_USA	0.000363 (0.00018) [2.01915]	40.78329 (15.1530) [2.69143]	90.47541 (351.696) [0.25725]
IED (-3)	-0.000249 (0.00014) [-1.72388]	-5.121446 (11.0782) [-0.46230]	268.1594 (251.211) [1.06747]
R-squared	0.914692	0.782159	0.865579
Sum sq. resids	73.62412	4.26E+11	2.18E+14
Mean dependent	0.449642	110258.8	723525.0
S.D. dependent	3.824635	182004.2	5239704.

Fuente: Elaboración propia

Nota: El valor entre corchetes es el estadístico t

Cuadro 8.

Resultados de estimación del VAR para la región Sur

	Δ Producción	Δ Empleo	Δ Exportaciones
Δ Empleo (-1)	0.253224 [2.77958]	0.000000	4.27E-06 [1.31184]
Δ Empleo (-2)	0.000000	2.693123 [4.80038]	-5.36E-06 [-3.26197]
Δ Empleo (-3)	-0.138134 [-2.11142]	-0.955485 [-2.14951]	0.000000
Δ Exportaciones (-1)	0.043756 [2.32509]	0.000000	8.62E-07 [1.59601]
Δ Exportaciones (-2)	0.057796 [3.30931]	0.000000	6.93E-07 [1.29387]
Δ Exportaciones (-3)	0.000000	-0.120992 [-1.14524]	0.000000
Δ Producción (-1)	9683.618 [2.89692]	36544.30 [1.74980]	0.000000
Δ Producción (-2)	0.000000	-66106.20 [-3.52566]	0.000000
Δ Producción (-3)	7657.214 [3.56152]	-17529.39 [-1.33124]	0.000000
Intercepto	-7661.298 [-0.10624]	196836.5 [0.45599]	1.736369 [0.77070]
PIB_USA	7.184921 [1.65629]	-21.01732 [-0.81044]	-9.44E-05 [-0.69274]
IED (-4)	-8.693734 [-1.29473]	61.57882 [1.52204]	-0.000120 [-0.57108]
R-squared	0.928257	0.567863	0.885327
Sum sq. resids	3.84E+10	1.42E+12	38.72398
Mean dependent	34736.07	28730.85	-0.023059
S.D. dependent	96095.47	238174.2	2.412939

Fuente: Elaboración propia

Nota: El valor entre corchetes es el estadístico t

Cuadro 9.

Estimación del impacto de un incremento de mil millones de dólares de la Inversión Extranjera que reciben las regiones en las variables de actividad económica de las regiones

	Absoluto	Relativo
Región Centro		
Empleo (personas)	6,180	0.03%
Producción (puntos ITAEE)	1.7584	1.52%
Exportaciones (miles de dólares)	776,090	4.12%
Región Centro-Occidente		
Empleo (personas)	-11,090	-0.07%
Producción (puntos ITAEE)	0.078	0.07%
Exportaciones (miles de dólares)	147,820	0.55%
Región Norte		
Empleo (personas)	7,740	0.04%
Producción (puntos ITAEE)	-0.4451	-0.37%
Exportaciones (miles de dólares)	977,800	1.20%
Región Sur		
Empleo (personas)	-18,430	-0.23%
Producción (puntos ITAEE)	-0.15365	-0.16%
Exportaciones (miles de dólares)	161,893	0.86%

Fuente: Elaboración propia

Cuadro 10.

Impacto en las regiones del incremento en IED y exportaciones

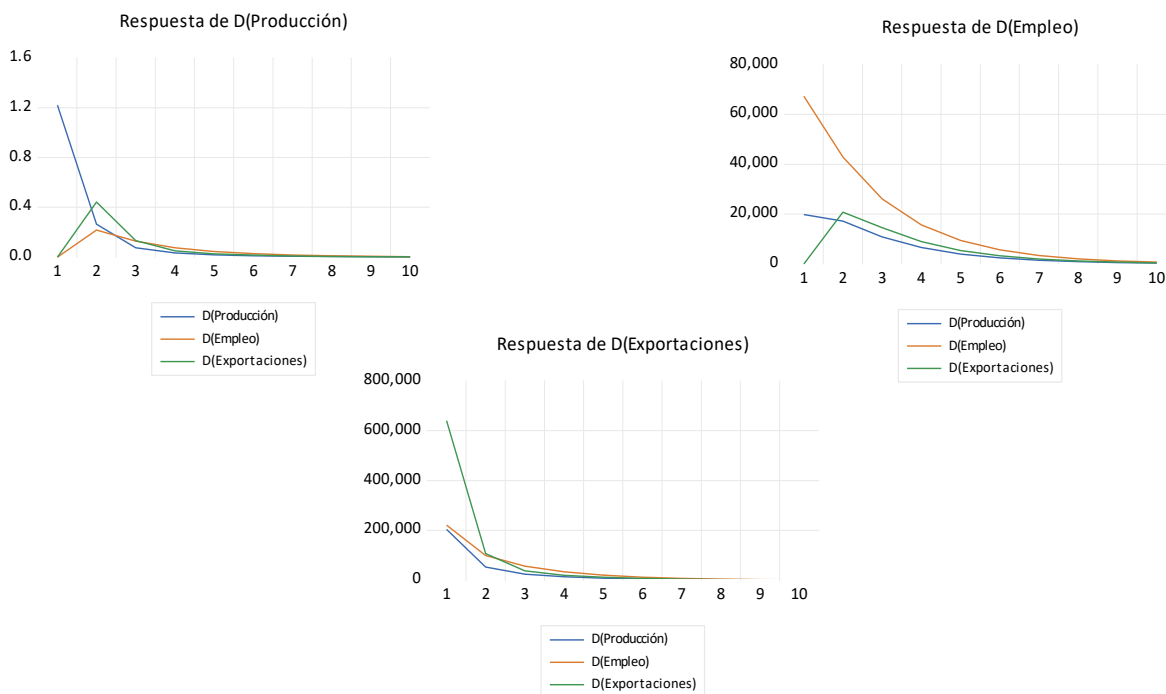
Sector	Centro	Centro-Occidente	Norte	Sur
11	19.38	7.78	16.37	85.15
2111	3.11	1.09	4.42	133.88
212-213	103.43	81.40	361.07	831.99
22	434.85	229.55	283.98	577.37
23	51.08	26.51	30.49	61.94
311	97.68	12.54	10.76	40.64
312	5.77	4.24	4.24	7.24
313-314	191.23	80.79	38.36	53.12
315-316	51.58	18.23	8.51	18.90
321	63.66	36.52	57.15	313.25
322-323	145.68	67.92	49.77	33.25
324-326	1,489.92	522.74	329.27	697.44
327	264.66	118.35	114.34	79.88
331-332	2,585.68	2,130.51	3,528.86	12,496.59
333-336	48,062.97	22,083.31	39,663.64	4,106.12
337	914.04	595.44	596.32	3,324.55
339	257.55	100.06	165.21	391.11
4300	2,092.36	1,025.25	716.66	1,142.36
4600	545.51	270.37	182.30	400.56
48-49	680.14	328.40	245.01	343.98
51	284.44	136.85	57.03	63.70
52	257.61	123.93	68.29	70.99
53	321.32	163.53	101.66	350.83
54	415.48	199.74	96.17	128.49
55	106.22	52.15	33.95	5.69
56	997.89	476.74	284.07	292.87
61	2.33	1.08	0.65	0.37
62	0.47	0.21	0.12	0.36
71	1.20	0.58	0.44	0.43
72	80.62	39.92	31.92	63.98
81	114.09	55.41	33.67	63.95
93	0.22	0.11	0.06	0.09
Total	60,642.17	28,991.25	47,114.77	26,181.08

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Las unidades son millones de pesos.

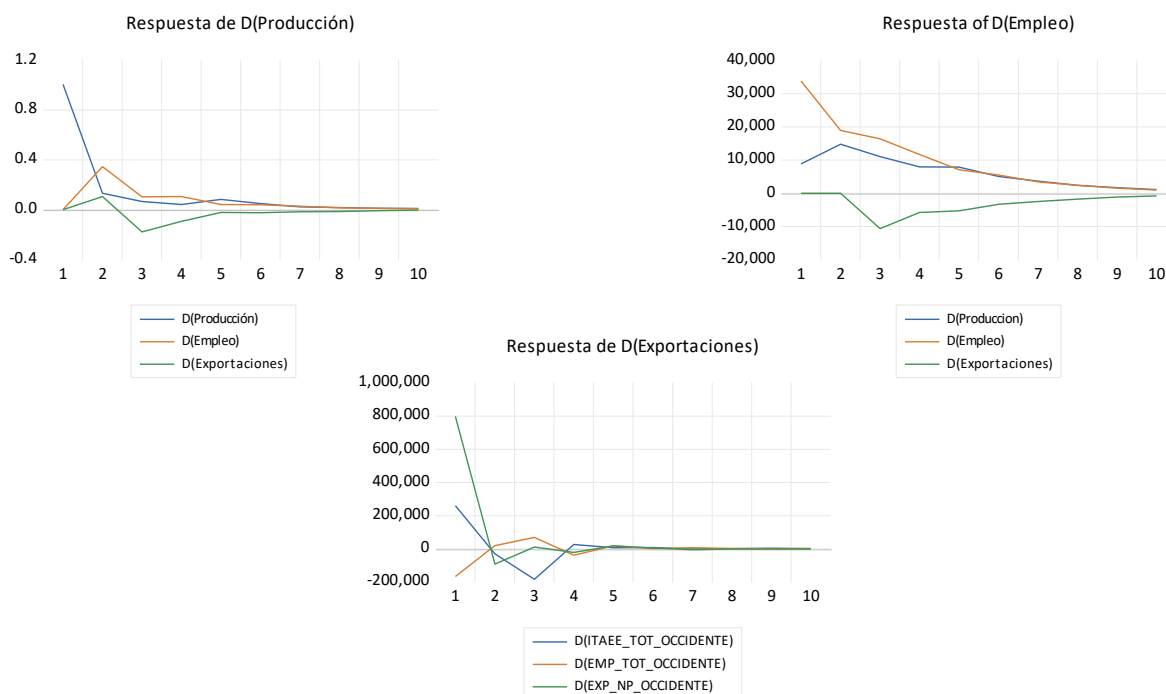
Gráfica 1.

Funciones Impulso-Respuesta de las variables de actividad económica de la región Centro en el modelo de Vectores Autorregresivos



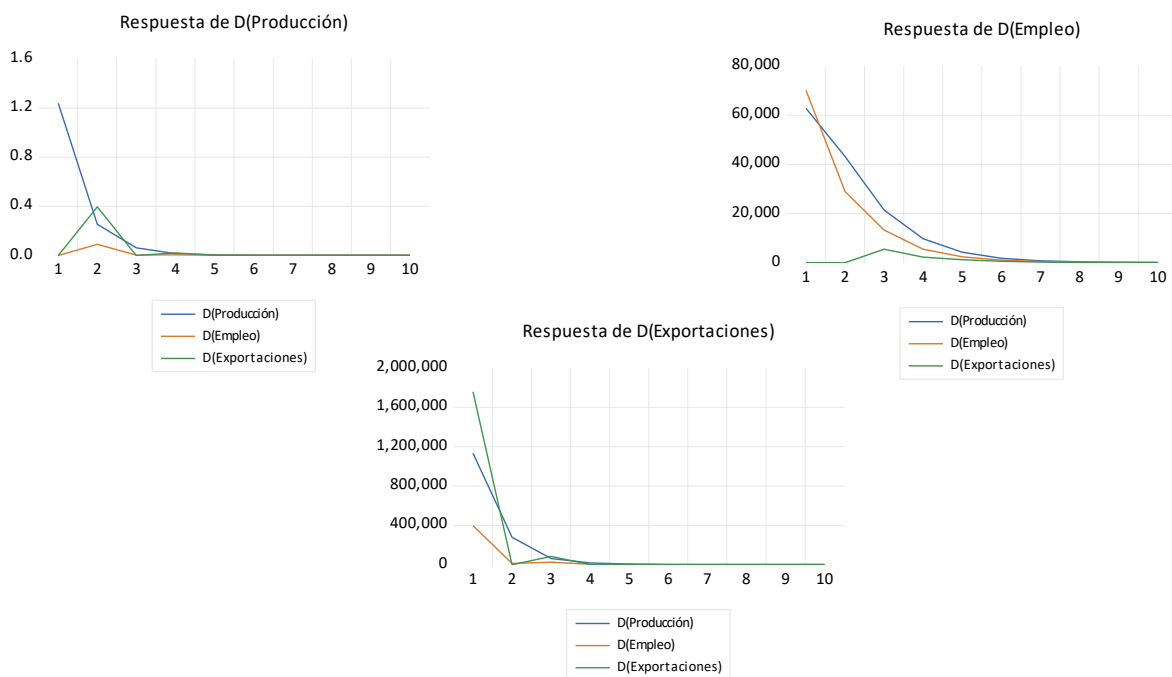
Gráfica 2.

Funciones Impulso-Respuesta de las variables de actividad económica de la región Centro-Occidente en el modelo de Vectores Autorregresivos



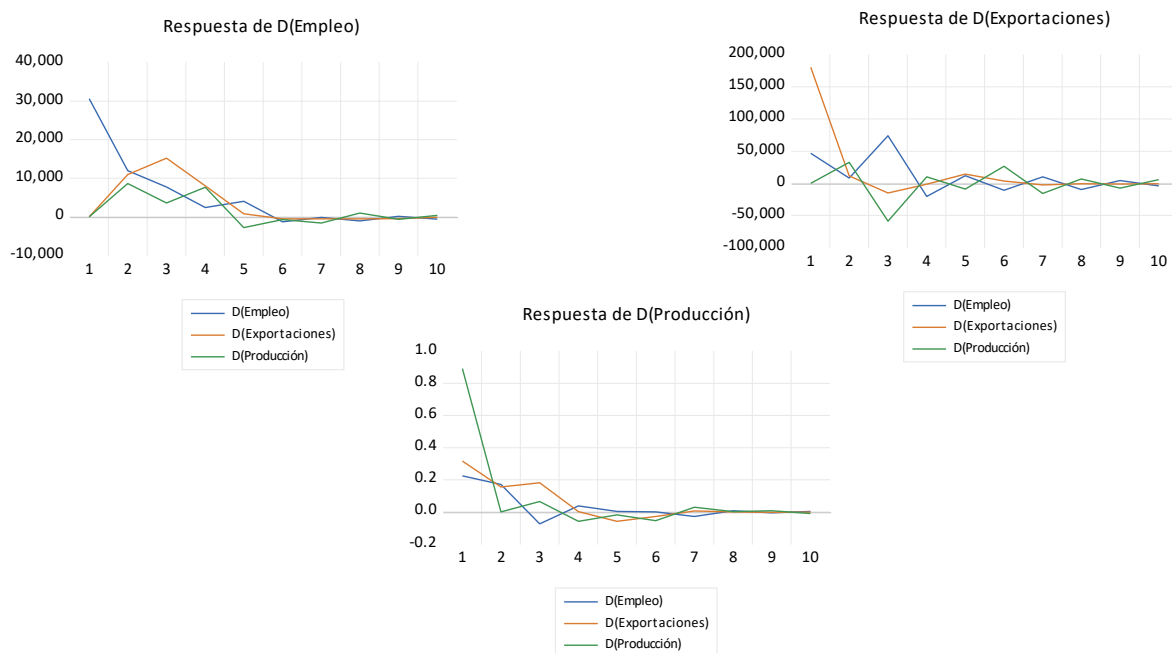
Gráfica 3.

Funciones Impulso-Respuesta de las variables de actividad económica de la región Norte en el modelo de Vectores Autorregresivos



Gráfica 4.

Funciones Impulso-Respuesta de las variables de actividad económica de la región Sur en el modelo de Vectores Autorregresivos



Capítulo 3: El Método Flegg-RAS-Flegg (FRASF): Propuesta para regionalizar matrices insumo producto

3.1 Introducción

El análisis regional se ve limitado por la ausencia de sistemas de información intersectorial, específicamente en la forma de matrices insumo-producto intra e interregionales. En la actualidad, construir las con base a métodos directos tiene altos costos para una región en particular, escalarlo a varias regiones puede ser francamente prohibitivo. Este es el caso de México y otros países emergentes, donde a nivel regional se cuenta con series de empleo y Producto Interno Bruto (PIB) sectoriales, pero no con el detalle de las transacciones de insumos entre sectores dentro y fuera de la región.

Por lo anterior, no sorprende que el campo de alternativas de regionalización de las matrices insumo-producto ha cobrado notable interés en las últimas décadas, puesto el beneficio de obtener coeficientes técnicos y multiplicadores regionales a costos razonables resulta de gran atractivo. La práctica tradicional es utilizar métodos indirectos, es decir, no basados en encuestas sino en información secundaria regional y aplicar un algoritmo que permita inferir las matrices. Al respecto, estimaciones respetables se han obtenido por medio de métodos de balanceo y de cuotas de localización. Por ejemplo, el más famoso y aplicado de la primera familia es la técnica de balanceo biproporcional (también conocido como método RAS), mientras que de la segunda es el método de Flegg (Flegg, A., Webber C. y Elliot, M. (1995)).

En años recientes, una segunda generación de métodos de estimación indirecta apareció en la literatura con resultados promisorios. Así, Lamonica, Chelli, Recchionni y Tohmo (2021) relanzaron el método de balanceo de Entropía Cruzada (CE por sus siglas en inglés) con base a un nuevo algoritmo de solución, sosteniendo que el CE tiene el atractivo de ser más estable que otros métodos de balanceo.

En el campo de los métodos basados en cuotas de localización, Pereira, Carrascal y Fernández (2020), y Ayala y Valdés (2022) presentaron formas de como generalizar el

método de Flegg. En un intento por combinar métodos de balanceo y de cuotas de localización, Flegg, Lamonica, Chelli, Recchionni y Tohmo (2021) propusieron el método denominado Flegg+, el cual utiliza estimaciones de CE *a priori* para estimar el parámetro del método de Flegg.

El objetivo del presente capítulo es el de proponer un método híbrido alternativo, que es más sencillo computacionalmente que el Flegg+, y factible de ser aplicado en países que sólo cuenten con datos de PIB o empleo sectorial y, al igual que el Flegg+, resuelve el problema de estimar la delta del modelo Flegg. El método consiste en inicialmente en hacer una regionalización inicial con base a un parámetro predeterminado, una especie de *a priori* en la tradición bayesiana. Después, estimar los vectores de compras y ventas intrarregionales y aplicar el método RAS. Así, los coeficientes técnicos intrarregionales estimados nos ayudan a obtener un parámetro que minimice los errores cuadráticos mediante una regresión no-lineal para cada región considerada. La etapa final consiste en aplicar nuevamente el método Flegg con base al coeficiente óptimo.

En las siguientes secciones revisamos el modelo insumo-producto regional teórico, la forma de estimación directa e híbrida de las matrices intrarregionales, los modelos de cuota de localización y las nuevas propuestas, y desarrollamos la propuesta del método Flegg-RAS-Flegg y lo aplicamos para el caso del bloque de países norteamericanos, conformado por Canadá, México y Estados Unidos, para comprobar su precisión en comparación al Flegg o el RAS tradicionales.

3.2 Modelo Básico de Insumo-Producto Regional

El modelo insumo-producto regional comparte las mismas características que el modelo básico insumo-producto. Se asume que la función de producción es de tipo Leontief, es decir, los insumos se demandan en una proporción dada de la producción y no se pueden sustituir entre ellos ante las variaciones de precios relativos. Así, por ejemplo, los circuitos de semiconductores o coloquialmente llamados “chips” se utilizan para los sistemas de los automóviles y aparatos electrodomésticos. Si en el corto plazo escasean los “chips”, como sucedió a raíz de la pandemia del COVID-19, no hay posibilidad de sustituirlos con otra

materia prima. Por supuesto, en el largo plazo puede desarrollarse otra tecnología que haga posible prescindir de los “chips”, pero mientras no suceda y no existan en el mercado, la oferta de los bienes que los usan se limitará y los precios tenderán a dispararse.

Entonces, a escala regional podemos definir 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 , es decir, la primera r del supra-índice denota la procedencia del vendedor y la segunda del comprador. La matriz que engloba todos los coeficientes técnicos de estas transacciones que se realizan dentro de la región r , la que denominaremos intrarregionales, es la matriz A^{rr} .

En especial, son muy útiles los multiplicadores producto intrarregionales π_i^{rr} que miden la expansión en la producción total en la economía de la región r si aumenta la demanda final del producto i en r en una unidad. La fórmula para el multiplicador producto es:

(3.1)

$$\pi_i^{rr} = 1'(I - A^{rr})^{-1}$$

Donde $(I - A^{rr})^{-1}$, es la inversa de Leontief que aplica para las transacciones interregionales de la región r , y 1 es un vector columna de unos de dimensión $(k,1)$ donde k es el total de sectores. Los impactos sobre empleo e ingresos laborales, entre otros, solo requiere pre-multiplicar por un vector de requerimientos del insumo deseado.

Para completar el modelo, hay que incluir el resto de las regiones. El modelo más sencillo es el de dos regiones, la región r y el resto de las regiones que llamaremos s . Si se tuviera suficiente información vía encuestas sobre que compra cada productor y la residencia de su vendedor, entonces se podría formar la siguiente matriz de coeficientes técnicos:

(3.2)

$$A^n = \begin{bmatrix} A^{rr} & A^{rs} \\ A^{sr} & A^{ss} \end{bmatrix}$$

La matriz A^n es la matriz de coeficientes técnicos nacional doméstica, es decir los requerimientos de insumos nacionales, estén en la región r o s , por cada peso de producción en los distintos sectores. Las matrices de comercio A^{rr} , A^{ss} registran los requerimientos

intrarregionales para las dos regiones, es decir cuanto requiere la producción de j en la región r de un insumo i en esta misma región, y de igualmente para insumos y productos de la región s . La matriz A^{rs} corresponde a las ventas de insumos de la región r a compradores de la región s , y A^{sr} las ventas de insumos de empresas en s que le venden a productores en r .

Si conocemos los bloques de los coeficientes técnicos o transacciones absolutas intra e interregionales, pueden estimarse los diferentes efectos intrarregionales, interregionales y de retroalimentación de la expansión de la demanda final en cualquiera de las dos regiones consideradas. Más detalle puede encontrarse en Miller y Blair (2009).

3.3 Estimación de Matrices Insumo-Producto Regional: Métodos directos y de balanceo

El método directo consiste en estimar las matrices intrarregionales e interregionales aplicando encuestas a las empresas, preguntando por el valor y origen de sus compras de insumos, el monto y destino de sus ventas, las remuneraciones, pago de impuestos, valor de la producción y otras variables que ayuden a formar cuentas de producción de cada sector. En México, Callicó, González y Sánchez (1996, 2000) construyeron por métodos directos las matrices de Jalisco, Colima, Michoacán y Nayarit, mientras que Armenta (2007) estimó la de Tabasco.

Si bien el método directo es el más fiable, no está exento de costos ni de imprecisiones. El costo de un proyecto de esta magnitud es alto para una sola región, si se escala a varias regiones éste puede resultar prohibitivo. Adicionalmente, si debido al costo de campo, el tamaño de la muestra al interior de cada industria es muy pequeño, la varianza muestral será alta y las estimaciones imprecisas. Más aún, es posible que el encuestado no conozca bien el origen o destino de las compras y ventas realizadas, lo que es más probable si realizan estas operaciones a través de distribuidores y desconoce de donde proceden las líneas que manejan o a quien le vendieron finalmente el producto de su compañía.

Por este motivo, es útil usar estimaciones que requieran sólo algunas piezas de información regional. Hay dos métodos para hacerlo: los métodos llamados de balanceo, que consisten en estimar los datos regionales faltantes mediante problemas de programación matemática sujetos a que reproduzcan la información regional con la que contamos; y los

métodos de cuotas de localización. Cerramos esta sección discutiendo los primeros, en tanto que, los de cuotas de localización se explican en el siguiente apartado.

Dentro de los métodos de balanceo, el más conocido y de más amplio uso es el método RAS. Este método fue diseñado por Stone (1961) y Bacharach (1970), y consiste en un algoritmo para actualizar matrices insumo-producto contando sólo con los vectores de compras y ventas de bienes intermedios de los diferentes sectores, y una matriz inicial. Una excelente reseña del método puede ser consultada en Lahr y Mesnard (2004).

La matriz inicial $A(0)$ es una matriz construida mediante encuestas en el periodo base que denominamos 0, mientras que los vectores de compras y ventas son de un periodo posterior 1, denominados $u(1)$ y $v(1)$, respectivamente, y asumimos a su vez que conocemos el vector de producción total en ese periodo siendo $x(1)$. El procedimiento de actualización es iterativo, es decir, primero se construyen factores de ajuste (e.g., razones) que se aplican a $A(0)$ para replicar el vector de compras $u(1)$ pero no $v(1)$, después se procede a realizar la misma operación para replicar el vector de ventas $v(1)$, y como ahora el de compras ya no ajusta perfectamente, se repite la replicación del de compras y así sucesivamente hasta que las vectores fila y columna estimados no difieran de los observados en el periodo 1 más que por un margen de error infinitesimal preestablecido.

El método también puede ser planteado como un problema de programación lineal. La tarea, entonces, consiste en encontrar los coeficientes técnicos que minimizan la función objetivo siguiente:

(3. 3)

$$\text{Min} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \overline{a(1)}_{ij} \ln \frac{\overline{a(1)}_{ij}}{a(0)_{ij}}$$

Sujeto a que los coeficientes técnicos sean positivos y que repliquen los vectores de compras y de ventas en el periodo 1. Donde $\overline{a(1)}_{ij}$ son los coeficientes que minimizan la función objetivo sujeto a las restricciones descritas en las siguientes ecuaciones:

(3. 4)

$$\sum_{j=1}^n \overline{a(1)}_{ij} x(1)_j = x(1)_i \quad \forall i = 1, 2, \dots, n$$

(3. 5)

$$\sum_{i=1}^n \overline{a(1)}_{ij} = 1 \quad \forall j = 1, 2, \dots, n$$

Donde n es el número de sectores de la economía.

El RAS es muy flexible de manera que se pueden incorporar restricciones *a priori*. Por ejemplo, si contamos con coeficientes específicos para el periodo 1, se pueden introducir como restricciones de estricta igualdad en el problema de programación matemática. Un ejemplo en este sentido es el RAS en dos etapas (conocido como TRAS) de Gilchrist y St. Louis (1999) que permite incluir sub matrices con información particular de ciertas industrias.

Otras variantes son las de Junius y Oosterhaven (2003), y Huang, Kobayashi y Tanji (2008) que desarrollaron el RAS generalizado (GRAS), y que amplían el RAS para permitir entradas negativas, o la de Minguez, Oosterhaven y Escobedo (2009) que usan matrices insumo-producto de varios años para corregir las actualizaciones del RAS mediante la minimización de los errores cuadráticos que resultan de comparar las celdas correctas con las actualizadas con el RAS, método conocido como CRAS, ya que la C simboliza “cell-corrected”.

A nivel regional, no se busca actualizar una matriz en el periodo 1 con base a una del periodo 0, sino estimar una matriz intrarregional A^{rr} con la matriz base que es la nacional, A^n , y los vectores de compras y ventas de insumos intrarregionales u^r y v^r , respectivamente.

El método RAS se aplicó para estimar la matriz insumo-producto de Baja California (Fuentes 2005) y una versión de la matriz de Chihuahua (Fuentes y Bruges 2001). Una limitante importante en México es la falta de registros de ventas y compras de insumos de los sectores dentro de una región. En estos ejercicios, se regionalizó el vector de demanda final, mismo que se le subtrae a la producción de la región para obtener una estimación de las ventas intermedias. Sin embargo, la regionalización asume supuestos que pueden ser

cuestionables como, por ejemplo, que la demanda final per cápita de la región analizada es igual a la nacional.

La escasez de información regional necesaria para estimar los vectores de compras y ventas de insumos intrarregionales ha ocasionado que el método RAS no se aplique frecuentemente en México de manera directa, aunque es ampliamente utilizado para actualizar las matrices nacionales.

Finalmente, existen otros métodos de balanceo muy relacionados con el método RAS. El CE busca minimizar la misma función objetivo del RAS sin usar restricciones sobre las compras o ventas en el periodo 1, sólo restringiendo que los coeficientes técnicos estimados repliquen el vector de producción y que éstos sean positivos. Si cambiamos la función objetivo o función de pérdida obtenemos otros métodos de actualización o balanceo, como el de la desviación absoluta mínima, la desviación absoluta mínima ponderada, la desviación relativa y la desviación cuadrada. Una revisión muy útil de estos métodos puede encontrarse en Jackson y Murray (2004).

3.4 Regionalización a través de Cuotas de Localización

En países donde la información regional obtenida por métodos directos (e.g. encuestas) es limitada, como sucede en la mayoría de los países en desarrollo, una opción atractiva son los métodos de cuota de localización. El supuesto central de esta familia de métodos es que la tecnología en la región es igual a la nacional, de forma que el problema es sólo re-escalar hacia abajo los coeficientes nacionales dependiendo de la disponibilidad o no de suficiente oferta regional de los insumos. Para estimar este ajuste, se recurre a las cuotas de localización, que son indicadores regionales que reflejan la especialización o la ventaja comparativa regional.

Dependiendo de la cuota de localización que se elija, es el nombre del método. El más sencillo es el de la Cuota de Localización Simple (SLQ por sus siglas en inglés). Así, la SLQ de un sector i en una región r es igual a la razón peso de la producción (o empleo) del sector en la economía regional a peso del sector a nivel nacional. En símbolos:

(3. 6)

$$SLQ_i^r = \frac{x_i^r / x^r}{x_i^n / x^n} = \frac{x_i^r / x_i^n}{x^r / x^n}$$

Como se aprecia de (3.6), otra forma de interpretar la cuota de localización simple es como un indicador del tamaño del sector vendedor en la región, normalizado por el tamaño relativo de la región. Es decir, si la región r es sólo 5% del país, pero produce el 50% del petróleo a nivel nacional, entonces claramente está muy especializada en petróleo, y el SLQ es igual a 10 que es el número de veces la importancia del petróleo de la región en comparación a la de la región en el país en general.

La idea detrás de estas técnicas es que existe una asociación positiva entre la capacidad productiva regional al interior del sector productivo y las cuotas de localización. Así, si la SLQ es menor a 1, esto indica que la región no tiene suficiente peso como para satisfacer toda la demanda del insumo al sector, por lo que sólo se surte localmente esa fracción y el resto del coeficiente técnico nacional debe de importarse de otra región del país. Si la cuota de localización simple es mayor o igual a 1, se asume que hay capacidad suficiente localmente, de forma que el coeficiente intrarregional es igual al nacional.

Así, el método de SLQ establece que:

(3. 7)

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

El SLQ se concentra en la especialización y tamaño de los productores de los insumos en la región, pero no incorpora el tamaño de los demandantes. Es decir, podría darse que aún sectores poco especializados en la región, aquellos con $SLQ_i^r \leq 1$, puedan surtir la demanda de sectores localmente pequeños. Lo inverso también puede suceder, es decir, aún sectores donde se registra alta especialización en la región pueden ser insuficientes para satisfacer altas demandas. Por otra parte, el método de Cuota de Localización Cruzada (CLQ) busca capturar el tamaño relativo de los sectores que venden y los que compran, y se define según la siguiente expresión:

(3. 8)

$$CLQ_{ij}^r = \frac{SLQ_i^r}{SLQ_j^r}$$

de forma que el ajuste establece que:

(3. 9)

$$a_{ij}^{rr} = \left\{ \begin{array}{l} CLQ_i^r a_{ij}^n \text{ si } CLQ_i^r < 1 \\ a_{ij}^n \text{ si } CLQ_i^r \geq 1 \end{array} \right\}$$

Una forma de interpretar este método es que hay que ajustar el coeficiente nacional en los casos donde el sector oferente es relativamente más pequeño que el comprador. Sólo si el oferente es más grande que el comprador, entonces se surte todo localmente y el coeficiente intrarregional es igual al nacional, ya que la tecnología es la misma. Cuando $i = j$ por fuerza el CLQ es igual a 1, por lo que se sugiere usar el criterio del SLQ para los casos $i = j$.

Flegg et al. (1995), y Flegg y Webber (1997) notaron que el método de CLQ remueve el efecto del tamaño de la región en sí. Esto sucede porque como se usa el tamaño de la región para normalizar en ambas SLQ (ecuación 3.8) entonces se eliminan, es decir, el CLQ queda

como $CLQ_{ij}^r = \frac{x_i^r/x_i^n}{x_j^r/x_j^n}$, dejando de aparecer x^r/x^n , y esta omisión es importante porque

mientras más pequeñas sean las regiones, más tenderán a depender de las importaciones de otras regiones y/o del exterior. Habitualmente, las regiones más pequeñas no tienen la base suficiente para soportar sectores con economías a escala o desarrollar economías de aglomeración. Por tanto, los autores mencionados consideraron que aparte del CLQ, debe de incluirse explícitamente el tamaño de la región.

Otra crítica de los métodos de CLQ, es que, en las aplicaciones empíricas donde se han usado, los coeficientes técnicos y los multiplicadores de producto tienden a sobreestimar a los que se obtienen con métodos directos. Esto, en parte, puede ser resultado de la omisión del tamaño de la región en la ecuación.

Motivados por esos dos problemas, la ausencia de una variable de tamaño de la región en la CLQ y la sobreestimación de los coeficientes técnicos regionales, Flegg y Webber (1997) propusieron una variante denominada la Cuota de Localización de Flegg (FLQ):

(3. 10)

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

De forma que los coeficientes técnicos interregionales siguen la siguiente regla:

(3. 11)

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

Nuevamente, en el caso de que $i = j$, entonces se realiza el ajuste a los coeficientes nacionales utilizando la SLQ en lugar de la CLQ. La diferencia entre la FLQ y la CLQ depende de μ , que es una función creciente del tamaño y se ubica entre 0 y 1, pero también es muy sensible al parámetro δ .

Al analizar la naturaleza del ajuste, se observó que mientras mayor sea el tamaño de la región mayor será μ para cualquier $0 < \delta < 1$, lo que significa que a condición del CLQ, los coeficientes intrarregionales de regiones muy grandes tenderán a parecerse más a los coeficientes técnicos nacionales. Esto tiene sentido, si una región es casi del tamaño del país, entonces su matriz insumo-producto debe de ser casi idéntica a la nacional y no deberían de ajustarse en forma importante los coeficientes nacionales para estimar los regionales. En cambio, si la región es pequeña, seguramente importará gran parte de las compras de insumos y, por ende, se debe de ajustar hacia abajo los coeficientes nacionales para reflejar la insuficiencia de la oferta de insumos locales.

Por ejemplo, si el tamaño de la región es 90% del nacional, entonces con una $\delta = 0.1$, la FLQ será $0.99 CLQ_{ij}^r$, mientras que si el tamaño es de 10% entonces será $0.82 CLQ_{ij}^r$. Si el CLQ tiende a 1, entonces los coeficientes regionales serán 99% del coeficiente técnico nacional, mientras que la más pequeña el 82%, lo que significa que el 18% restante de las compras las hace a proveedores de otras regiones.

Mientras mayor sea el parámetro δ para una región con tamaño dado, menor es la FLQ, o más se deben de ajustar los coeficientes nacionales. Tomemos el caso de la economía regional que mide el 10% del país y asumamos que el CLQ tiende a 1, entonces con $\delta = 0$ los coeficientes regionales serán prácticamente iguales a los nacionales, si $\delta = 0.1$ entonces serán 82% de los nacionales, 61% si $\delta = 0.25$, 45% si $\delta = 0.4$ y sólo 14% si δ es 1. Es decir, mientras mayor sea δ , más se ajusta hacia abajo el coeficiente nacional para estimar el regional.

Una implicación de estos cálculos es que pequeñas variaciones del parámetro δ conlleva cambios significativos en el factor de ajuste que se produce con la cuota de localización de Flegg. En el ejemplo anterior, al pasar de 0.1 a 0.25, el ajuste ya no es de 82% sino 61%, es decir poco más de 20 puntos porcentuales. Por ello, la estimación de este parámetro es crucial para la precisión del método.

Todos los métodos de cuotas de localización revisados hasta aquí asumen que los coeficientes intrarregionales no pueden ser superiores a los nacionales. Esto puede ser incorrecto, ya que especialistas en el tópico de economía regional sostienen que la especialización puede ser tan alta en algunos sectores de una región que los coeficientes técnicos podrían ser ligeramente superiores a los nacionales. Para comprobarlo, Flegg y Webber (2000) modificaron la cuota de localización obteniendo el método Flegg Aumentado (AFLQ), de modo que la cuota de localización es igual a:

(3. 12)

$$AFLQ_{ij}^r = \log_2(1 + SLQ_j)\mu^\delta CLQ_{ij}^r; \text{ donde } 0 < \delta \leq 1$$

En síntesis, los métodos de FLQ y el AFLQ son generalizaciones del CLQ y deben, en general, funcionar igual o mejor que este último. Además, son más generales que el de SLQ, ya que incorporan dos factores adicionales como, por ejemplo, la ventaja comparativa del demandante y el tamaño de la región. Estas ventajas se logran al costo de tener que estimar el coeficiente δ .

¿Cómo podemos saber que tan precisas son las estimaciones basadas en los métodos de cuotas de localización? Quizá, la forma más tradicional consiste en comparar las estimaciones obtenidas con un método en particular contra los coeficientes técnicos intrarregionales obtenidos con métodos directos, o sea a través de encuestas. En el caso de

los métodos de FLQ y AFLQ, esto puede realizarse para todo el rango del parámetro δ seleccionando aquel que minimice alguna medida de error.

Así, Flegg y Webber (1997, 2000) procedieron a documentar la precisión de las estimaciones de los coeficientes intrarregionales de las regiones de Peterborough en el año de 1969 y de Escocia en 1989, donde ambas contaban con matrices elaboradas mediante encuestas, demostrando que el método de FLQ era el más preciso entre los de cuota cuando se usa un δ de 0.3. Por su parte, Flegg y Tohmo (2011) replicaron el ejercicio en 20 regiones finlandesas encontrando la superioridad del método de FLQ para un valor óptimo de δ de 0.25, y de 0.3 para el AFLQ. Recientemente Flegg y Tohmo (2016) reafirmaron la superioridad del método de FLQ para las regiones de Gyeongbuk y Daegu de Corea del Sur con δ óptimas de 0.4 y 0.35 respectivamente, es decir, en la vecindad superior de 0.3.

Bonfiglio y Chelli (2008) contrastaron la precisión de los métodos de cuota de localización mediante un ingenioso ejercicio. En lugar de buscar regiones que tuvieran matrices construidas a través de trabajo de campo, dichos autores crearon mil matrices insumo-producto para 20 regiones a través de simulaciones con el método de Monte Carlo, y las agregaron para obtener la matriz nacional. Aplicaron los métodos de FLQ y de AFLQ para volver a regionalizar las matrices obteniendo nuevas estimaciones para diferentes valores de δ . Así, al contar 20 mil matrices regionales “correctas” y sus contrapartes “estimadas”, procedieron a obtener las δ óptimas en cada caso. El análisis de la distribución de las deltas óptimas mostró hechos estilizados interesantes: el valor esperado de las δ óptimas fue de 0.324 para el método de FLQ y de 0.36 para AFLQ con errores estándar de 0.11 y de 0.10, respectivamente. De sus resultados se desprende que es casi imposible que δ se ubique por arriba de 0.55 ya que $P(0.01 < \delta < 0.55) = 0.96$, mientras que el intervalo de una amplitud de 0.1 más verosímil es $P(0.25 < \delta < 0.35) = 0.33$. En el caso del AFLQ, el rango más verosímil es el intervalo de 0.3 a 0.4 que tiene 38% de probabilidad de contener a la δ óptima.

En la gran mayoría de las aplicaciones empíricas que contrastan la precisión de los métodos de cuota de localización, evaluada en las δ óptimas, el método de FLQ es el más preciso. De hecho, el AFLQ no aporta más precisión al método, razón por la cual los autores señalados utilizaron el modelo FLQ.

Así, la conclusión de estos trabajos es que, si la información regional disponible consiste solamente en series sectoriales de empleo o PIB, entonces conviene utilizar mejor el método FLQ con una δ en la vecindad de 0.3. Esta práctica ha sido común en la regionalización de las matrices insumo-producto, de acuerdo con diferentes estudios para México como, por ejemplo, Ayala y Chapa (2013, 2015, 2019), Ayala, Chapa y Treviño (2015a y 2015b) y Dávila y Valdés (2012) entre otros.

Sin embargo, esta práctica puede fallar toda vez que existe evidencia en regiones de Finlandia y Argentina donde la δ óptima fue menor a 0.1 (Tohmo 2004, y Flegg, Mastronardi y Romero 2015), mientras que Bonfiglio (2009) estimó una δ muy por arriba de los valores esperados, 0.66 y 0.79 para la región de Marche de Italia.

Durante la última década, ha renació el interés por encontrar métodos simples de cuota de localización con resultados más precisos que el modelo de FLQ. Una ruta promisoría es buscar generalizar el método. Así, Kowalewski (2015) relajó la restricción de homogeneidad de la δ entre sectores que impone el método de FLQ, usando la matriz insumo-producto con métodos directos del estado alemán de Baden-Wuerttemberg de 1993. Su estudio demostró que es posible obtener más precisión o menores errores en los multiplicadores del producto si se permite variar delta entre los sectores, obteniendo un rango de entre 0.03 a 0.43 entre industrias.

Recientemente Pereira, Carrascal y Fernández (2020) propusieron una nueva técnica de cuotas de localización que denominaron Cuota de Localización Bidimensional (2D-LQ), que consiste en ajustar los coeficientes técnicos nacionales siguiendo la siguiente función:

(3.13)

$$a_{ij}^{rr} = \begin{cases} (SLQ_i^r)^\alpha a_{ij}^n \left(\frac{x_j^r}{x_j^n}\right)^\beta & \left| \begin{array}{l} si \ SLQ_i^r \leq 1 \\ si \ SLQ_i^r > 1 \end{array} \right. \\ [0.5 \tanh(SLQ_i^r - 1) + 1]^\alpha a_{ij}^n \left(\frac{x_j^r}{x_j^n}\right)^\beta & \end{cases}$$

Tales autores la denominaron bidimensional porque se realizan dos ajustes al coeficiente nacional: el ajuste por filas está dado por la SLQ del sector vendedor, es decir SLQ_i^r , mientras que el ajuste por columnas depende del tamaño del sector comprador respecto a la economía regional, y ambos ajustes dependen de los parámetros α y β . El otro cambio en

relación con los métodos de cuotas de localización es que 2D-LQ permite un ajuste asintótico, a través de la función de la tangente hiperbólica (\tanh), al coeficiente nacional para sectores con alta especialización en la región, admitiendo valores ligeramente superiores al coeficiente nacional en casos extremos.

Tanto en Pereira et al. (2020) como en Pereira, Sánchez y Fernández (2021), el método 2D-LQ provee estimaciones más precisas de los coeficientes técnicos intrarregionales que el método de FLQ en ejercicios donde se emplea la matriz de la Unión Europea como si fuera la nacional, y las matrices de los diferentes países como si fueran las regionales.

Las mejoras en las métricas de precisión son, sin embargo, poco sorprendidas. En realidad, el método 2D-LQ puede interpretarse como una generalización de la FLQ, toda vez que la estimación para los coeficientes intrarregionales del método FLQ puede reescribirse como:

(3.14)

$$a_{ij}^{rr} = \left[\log_2 \left(1 + \frac{x^r}{x^n} \right) \right]^\delta \left(\frac{x^r}{x^n} \right) SLQ_i^r a_{ij}^n \left(\frac{x_j^r}{x_j^n} \right)^{-1}$$

Una vez conocido el parámetro δ , $\left[\log_2 \left(1 + \frac{x^r}{x^n} \right) \right]^\delta \left(\frac{x^r}{x^n} \right)$ es constante, y por tanto el primer ajuste es lineal en SLQ_i^r , que equivale a un ajuste con $\alpha = 1$, y el segundo ajuste implica que $\beta = -1$. De esta forma, el 2D-LQ es una generalización del FLQ, de tal forma que una vez conocidas las estimaciones óptimas de α y β , la precisión de aquel de ser mejor o igual al de FLQ. El problema es que este resultado sólo lo sabremos si conocemos las matrices regionales, como es el caso de los ejercicios que realizan, pero en donde no la conocemos, que es justo cuando requerimos los métodos de cuotas, tenemos que asumir ahora no sólo un parámetro, como en el caso de FLQ, sino dos de ellos.

Otra forma de generalizar el método de FLQ fue presentada por Ayala y Valdés (2022), quienes sometieron a prueba si la evidencia es consistente con las restricciones implícitas del método de FLQ. En concreto, para el caso de la Unión Europea y un conjunto de nueve países, estimaron las siguientes ecuaciones de regresión no-lineal:

(3.15)

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

(3.16)

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

En la ecuación (3.15) se corre la regresión del método de FLQ permitiendo que el ajuste por el lado de la cuota cruzada no sea lineal, y que dependa del parámetro β , y lo mismo para el coeficiente nacional, pero dependiendo de γ . En la ecuación (3.16), se permite que las SLQ del vendedor y del comprador que conforman el CLQ tengan distinto peso en la formación de los coeficientes intrarregionales, lo que se logra con los coeficientes β_V y β_C . En términos de esta última especificación, el modelo de FLQ asume que $\beta_V = \gamma = 1$ y $\beta_C = -1$. En su aplicación empírica, todos los supuestos del modelo se rechazan estadísticamente al 1%, pero aun así γ tiende a 1 (e.g., 0.97), mientras que β_V se ubica entre 0.5 y 0.6, y β_C entre -0.1 y -0.2. La ganancia en precisión en comparación al método FLQ es marginal.

3.5 Propuesta de una regionalización híbrida que combina el método de FLQ y el RAS

Hacer más general el modelo de FLQ permitiendo diferentes δ por sectores como en Kowalewski (2015) o liberando restricciones como en Pereira et al. (2020), Pereira et al. (2021), y Ayala y Valdés (2022), tiene el potencial de ganar más precisión, pero sólo si contamos con los parámetros óptimos. Sin embargo, para la determinación de los parámetros óptimos es necesario contar con los coeficientes técnicos intrarregionales verdaderos.

Tal debilidad les resta aplicabilidad a estos nuevos métodos. Aún si se demuestra que su mejor funcionamiento que el método de FLQ con una δ predeterminada (e.g., 0.25 o 0.3), en la práctica recurrimos a ellos al no contar con los coeficientes técnicos verdaderos.

Una alternativa es buscar ecuaciones de regresión puente entre las δ óptimas con variables asociadas con el contenido de las importaciones, el tamaño de las economías o los flujos de tráfico de mercancías entre regiones, para los casos donde sí podemos estimar los parámetros óptimos. Sin embargo, es muy cuestionable asumir que las ecuaciones de

regresión estimadas para las δ óptimas en los casos donde hay información con métodos directos (por ejemplo, Finlandia o Corea del Sur), se apliquen a nuevos casos como México o Perú. Además, en muchos países en desarrollo ni siquiera se cuenta con datos confiables de importaciones o transacciones de mercancías a nivel regional.

Otra línea de aproximación factible y que ha tenido buenos resultados consiste en combinar métodos de estimación de matrices intrarregionales mediante programación matemática, como el CE, con otros de cuotas de localización, como el de FLQ. Por ejemplo, Flegg, Lamónica, Chelli, Recchionni y Tohmo (2021) estimaron los coeficientes intrarregionales de las regiones de Corea del Sur siguiendo un procedimiento de tres pasos: (1) aplicaron CE y obtuvieron coeficientes intrarregionales de primera ronda; (2) asumiendo que el valor esperado de los coeficientes de la primera ronda son iguales al obtenido mediante el método de FLQ, lograron una estimación de δ para cada región; y, (3) aplicaron el método de FLQ con las δ obtenidas en el paso anterior.

En el caso que analizaron, la precisión en la estimación de este algoritmo, que denominaron Flegg+, es igual al FLQ evaluado en las δ óptimas, y éstas son mucho mejores que las obtenidas del método CE. Si bien no hay una ganancia marginal en la estimación de los coeficientes intrarregionales, el ejercicio sugiere que el Flegg+ es un método promisorio si no podemos calcular la δ óptima, es decir cuando no contamos con estimaciones de los coeficientes técnicos regionales con métodos directos.

Aunque factible de implementar el método Flegg+, se puede construir una variante más sencilla denominada FRASF, que en términos generales se trata un procedimiento parecido al método señalado, pero con dos variantes importantes. En concreto, el procedimiento consta de las siguientes fases:

Fase 1. Asumimos una δ de partida, por ejemplo, $\delta = 0.25$ para todas las regiones y se estiman los coeficientes intrarregionales (A^{rr}) con el método de FLQ. Usando estas estimaciones se obtiene la producción regional (x^r), y los vectores de las compras (u^r) y ventas regionales (v^r).

La producción del sector j en la región r puede calcularse mediante la identidad:

(3. 17)

$$\left[\sum_{i=1}^k a_{ij}^{rr} x_j^r + \sum_{i=1}^k a_{ij}^{sr} x_j^r + M_j^r + PIB_j^r + T_j^r \right] = x_j^r$$

(3. 18)

$$\left[\sum_{i=1}^k (a_{ij}^{rr} + a_{ij}^{sr}) x_j^r + M_j^r + PIB_j^r + T_j^r \right] = x_j^r$$

Y por el supuesto de que la tecnología es igual en la nación que en las regiones, entonces:

(3. 19)

$$\left[\sum_{i=1}^k a_{ij}^n x_j^r + m_j^n x_j^r + t_j^n x_j^r + PIB_j^r \right] = x_j^r$$

Donde m_j^n y t_j^n son las importaciones de insumos intermedios y los impuestos netos de subsidios por unidad de producto en el sector j , respectivamente. Asumiendo que conocemos el PIB del sector en cada región, la estimación de la producción para cada sector en la región r es:

(3. 20)

$$x_j^r = \frac{PIB_j^r}{[1 - \sum_{i=1}^k a_{ij}^n - m_j^n - t_j^n]}$$

Los vectores de ventas y compras regionales son entonces:

(3. 21)

$$v^r = A^{rr} \widehat{X}^r \mathbf{1}$$

(3. 22)

$$u^r = \mathbf{1}' A^{rr} \widehat{X}^r$$

Donde el operador $\widehat{}$ convierte el vector de la producción regional en una matriz diagonal, y el vector columna $\mathbf{1}$ contiene k renglones por una columna de unos.

Fase 2. En el segundo paso se aplica el RAS tomando como base la matriz insumo-producto nacional y restringiendo a que la nueva matriz intrarregional debe de cumplir con los vectores de ventas y compras regionales.

Una vez obtenidos los coeficientes intrarregionales de segunda iteración por el método RAS, denominados $a_{ij}^{rr,RAS}$ se asume que éstos se pueden modelar con el FLQ más un error que tiene valor esperado cero y varianza constante. Por mínimos cuadrados no lineales obtenemos la delta óptima en el sentido que minimiza la suma de cuadrados de los errores.

Es decir, dados los coeficientes intrarregionales estimados por el RAS, proponemos el modelo:

(3. 23)

$$a_{ij}^{rr,RAS} = CLQ_{ij} a_{ij}^n \mu^{\delta_r} + \varepsilon_{ij}$$

Donde $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$, CLQ_{ij} son las cuotas de localización cruzadas, $\mu = \log_2[1 + \frac{x^r}{x^n}]$. Nótese que el parámetro a estimar es δ_r , el subíndice r remarca el hecho de que se estima una δ distinta para cada región, en contraste con la δ inicial que es igual entre regiones.

Fase 3. De la fase anterior se obtiene una δ_r óptima en el sentido de que minimiza $\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^k \varepsilon_{ij}^2$, para cada región. El paso final es aplicar el método de Flegg usando la δ_r óptima de cada región obtenida en la fase 2.

Antes de proceder a probar la rutina del FRASF, conviene destacar las posibles ventajas de combinar el método de RAS con el de FLQ, en lugar de quedarnos con el Flegg+, que combina el CE y el FLQ. Primero, porque el método RAS resulta ser igual o más preciso que el mismo CE en la práctica. De hecho, en el ejercicio de Lamonica et al. (2020), cuya intención es reivindicar el método de CE con base a la rutina de solución que proponen, el RAS obtuvo métricas superiores al CE en el 61% de los países, mientras que el CE superó al RAS sólo en 38%, esto al comparar los promedios en las medidas de error de los 17 años considerados en dicho estudio.

De igual forma, si asignamos una calificación de 1 a 5 (esto para cada año y país), donde 1 es el método más preciso y 5 es el menos preciso, y sumamos los valores por país, entonces, el RAS tiene mejor calificación en 18 países, en tanto que el CE la tiene en 13 países. El rango promedio en los 32 países considerados es de 36.9 para el RAS y 41.2 para el CE. Más aún, la ventaja de precisión del RAS sobre el CE es todavía mayor cuando removemos países muy pequeños como Luxemburgo, Letonia e Irlanda. En países de tamaño medio o grande, como Estados Unidos, Francia, Alemania, Reino Unido e Italia, el RAS es claramente mejor que el CE.

Otra ventaja es la sencillez del algoritmo RAS, a diferencia del CE, es que éste no tiene problemas de convergencia¹, mientras que encontrar la mínima entropía en el CE puede ser complicado, ya que se requiere escalar el problema lo que hace potencialmente sensible este procedimiento.

La tercera ventaja es que es relativamente más fácil introducir información regional confiable al RAS, o generalizarlo a matrices no simétricas cuadradas o permitir las entradas negativas. Al respecto existen actualmente rutinas para diferentes generalizaciones del método RAS, y algunos de estos algoritmos fueron discutidos en la sección de revisión de la literatura.

3.6 Aplicación del método FRASF al Bloque Comercial Norteamericano

Para probar la precisión del método FRASF delineado en la sección anterior, se elaboró un ejercicio utilizando la base de datos de la matriz insumo-producto mundial (WIOD por sus siglas en inglés). Así, se usó la información de las matrices de países y la regionalización se obtuvo con base a una matriz de toda una zona como experimento para probar la precisión de los métodos.

¹ Esto es cierto, siempre y cuando no haya una cantidad muy grande de ceros en la matriz nacional, lo cuál sucede sólo si usamos un nivel de desagregación muy grande (e.g., 150 o 300 sectores). Sin embargo, esto es implausible a nivel regional, dado que las estadísticas regionales difícilmente se desagregan más allá de 50 sectores, por lo que debemos de usar matrices nacionales relativamente agregadas lo que asegura que el problema de las celdas nulas sea menor.

Los países que conforman una zona o bloque (e.g., Europa o Norteamérica) difieren de las regiones que conforman un país. Por lo general, existen más barreras al comercio entre países que entre regiones de un país como, por ejemplo, distintos costos de transporte. Además, el facilitamiento de las economías de escala es más factible dentro de los países de una zona o bloque regional que en las regiones de un país.

Se admite que estas son diferencias muy importantes, sin embargo, la falta de matrices insumo-producto por métodos directos entre regiones de un país hace válido y aceptable utilizar países que pertenezcan a algún bloque económico. Así, utilizar matrices de países y bloques regionales se ha convertido en un recurso común, por ejemplo, Lamónica et al. (2020) y Pereira et al. (2020) prueban la eficacia de sus propuestas tomando como regiones a diferentes países, y como matriz nacional a la mundial que publica el WIOD. Por su parte Pereira et al. (2021) y Ayala y Valdés (2022), utilizan países europeos como regiones y la matriz de la Unión Europea, construida por el Eurostat, como la nacional.

En lo particular, el ejercicio debe de tener más validez si consideramos países que formen parte de un bloque económico. Es más razonable que se cumpla el supuesto central de todo método de cuotas de localización, que la tecnología es invariante entre países de una región, si estos tienen la libertad de intercambiar bienes y servicios, y de invertir en cualquiera de los países que conforman el bloque. Si adicionalmente comparten en esencia el mismo sistema político, por ejemplo, la democracia y las libertades económicas y políticas, entonces es posible que las mejores prácticas fluyan entre los países del bloque haciendo menos heterogénea la tecnología. Por esta razón, se piensa que los países de la Unión Europea funcionan más como regiones de un gran bloque.

Canadá, México y Estados Unidos conforman el bloque comercial de Norteamérica, una zona de libre comercio para los productos que cumplan con las reglas de origen que los identifiquen como norteamericanos. La liberación comercial de la zona empezó al amparo del Tratado de Libre Comercio de Norteamérica (TLCAN) en 1994, mismo que se renegoció y se firmó nuevamente en 2018. La nueva versión de ese tratado (T-MEC) reforzó las reglas de origen en sectores claves como el automotriz, continuó promoviendo a la inversión privada en la zona, fortaleció la regulación en materia de derechos de propiedad, etcétera. Actualmente, México y Canadá son los principales socios comerciales de Estados Unidos,

sólo después de China, exportando cada uno de ellos más de 400 mil millones de dólares anuales.

Aun así, es importante señalar que distan de ser países homogéneos. El cuadro 1 muestra la población, PIB, PIB per cápita, empleo y otros indicadores de los de la zona norteamericana. Cabe resaltar que Estados Unidos es entre 8 y 10 veces mayor que Canadá, y 3 y 9 veces que México en términos de población, PIB y empleo. Respecto al PIB per cápita, el de Estados Unidos es 1.2 veces mayor al de Canadá y 3 veces al de México. La participación de cada país en el comercio regional es de aproximadamente 85% para Estados Unidos, y 9% y 6% para Canadá y México, respectivamente.

[Insertar Cuadro 1 aquí]

La matriz del bloque regional se construyó a partir de las matrices de los 3 países para el 2016 de acuerdo con la información de la WIOD y contiene 56 sectores. Por el tamaño tan grande de los Estados Unidos, se piensa que, si se hubiera tomado la matriz de este país como la del bloque, los resultados no variarían mucho. Entonces, la valía del método radica en la precisión con la que estiman los parámetros insumo-producto de Canadá y México.

Para correr el método FRASF descrito en la sección anterior se realizaron tres ejercicios de sensibilidad. De acuerdo a Bonfiglio y Chelli (2008), la mayoría de sus simulaciones de Monte Carlo encuentran δ óptimas en el rango de 0.1 a 0.4, y también Lamónica et al. (2002) reportan una δ óptima en el bloque europeo de 0.3. Así, se decidió tomar el rango de 0.1 a 0.4 y la marca de clase de 0.25, que es muy parecida a la región europea.

Se estimaron las medidas de precisión que más se han usado en la literatura, para los coeficientes técnicos utilizando la Desviación Absoluta Media (MAD por sus siglas en inglés):

(3. 24)

$$MAD = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^k |\widehat{a}_{ij}^{rr} - a_{ij}^{rr}|}{k^2} * 100$$

Y Media Ponderada del Error (WAPE, por sus siglas en inglés):

(3. 25)

$$WAPE = \frac{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^k |\widehat{a}_{ij}^{rr} - a_{ij}^{rr}|}{\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^k a_{ij}^{rr}} * 100$$

Donde $\widehat{a}_{ij}^{rr}, a_{ij}^{rr}$ son respectivamente los coeficientes insumo-producto intrarregionales estimados (e.g., transacciones domésticas al interior de cada país) y los observados.

También, se estimaron las medidas de precisión para los multiplicadores producto, en particular el Error Absoluto Medio (MAE por sus siglas en inglés) y el Error Absoluto Porcentual Medio (MAPE por sus siglas en inglés), calculados de acuerdo con las siguientes fórmulas:

(3. 26)

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^k |\widehat{\pi}_i^{rr} - \pi_i^{rr}|}{k}$$

(3. 27)

$$MAPE = \sum_{i=1}^k \frac{|\widehat{\pi}_i^{rr} - \pi_i^{rr}| / \pi_i^{rr}}{k}$$

Donde, de nuevo, el operador ^ significa estimado.

El Cuadro 2 muestra las medidas de precisión en los 3 países para los coeficientes técnicos, mientras que el Cuadro 3 muestra los MAE y MAPE de los multiplicadores para los mismos. En particular, comparamos el método FLQ con la δ inicial, el RAS obtenido de la segunda etapa y el FRASF de todo el proceso.

[Insertar Cuadro 2 y 3 aquí]

En todas las medidas de error o desviación, tanto los coeficientes técnicos como los multiplicadores intrarregionales disminuyen sensiblemente, entre 50% y 33%, para todos los países, cuando pasamos de la etapa inicial del FLQ con una *a priori* a la combinación del Flegg con el RAS. Esto indica que la combinación es muy promisorio en lugar de la habitual práctica de sólo estimar el FLQ con la δ que sugiere la literatura. Al pasar de la segunda a la

tercera fase los resultados no son tan consistentes en todos los casos, pero aun así hay ganancias en precisión importantes en algunos casos.

En relación con Estados Unidos, el cambio entre estas fases de las medidas de precisión son prácticamente las mismas independientemente del método y δ empleado en la primera fase. Esto se puede deber al gran tamaño de esta economía en el bloque, lo que hace que su matriz insumo-producto sea prácticamente la misma que la del bloque en su conjunto. Así que las comparaciones importantes son para Canadá y México.

En el caso de los coeficientes técnicos, se reportan mejoras importantes y significativas entre utilizar el FLQ con una δ común en la primera etapa, y el Flegg con el RAS que muestra los resultados de la segunda etapa. Pero todavía se obtiene una ganancia de precisión extra al completar el proceso, y las diferencias pueden ser importantes: si se usara el FLQ con el $\delta = 0.25$, como se ha hecho una práctica en México (Chapa y Ayala, 2019), el MAD sería de 0.56 para Canadá y 0.57 para México, en cambio con el FRASF se pueden reducir a 0.51 y 0.44, respectivamente. Las ganancias en el WAPE, que es el indicador preferido en Flegg et al. (2021) son sustanciales de 0.86 a 0.78 en Canadá y de 0.99 a 0.77 en México. Las ganancias son todavía mayores si tomamos un delta inicial de 0.1 y menores si fuera de 0.4.

En relación con los multiplicadores, el FRASF representa también ganancias importantes en el MAE, por ejemplo, cuando $\delta = 0.25$, utilizar el FRASF representa una ganancia adicional de 3 puntos porcentuales y de casi 7 puntos porcentuales para México. La ganancia para Canadá es similar independientemente de la δ , mientras que para México es de 12 puntos porcentuales si δ inicial es de 0.1, y 7 puntos porcentuales si es de 0.4. De acuerdo con el MAPE, en Canadá es más preciso el método FLQ, mientras que en México lo es el FRASF, ello independientemente de la δ inicial utilizada.

3.7 Conclusiones

El capítulo desarrolla una propuesta alternativa para combinar diferentes métodos de regionalización, que tiene las ventajas en propiedades de convergencia, y se puede aplicar contando solamente con información regional de PIB y/o empleo sectorial, y no requiere

información de transacciones intermedias de mercancías, de compras regionales o importaciones, para la estimación de los coeficientes técnicos regionales.

El método propuesto denominado FRASF, que combina los métodos FLQ y RAS, en concreto, aplica el método de FLQ fijando una δ inicial *a priori*, construyéndose entonces estimaciones de vectores de compras y ventas regionales utilizadas para estimar coeficientes técnicos intrarregionales usando el método RAS. Tomando éstos como *a priori* de los verdaderos coeficientes, se estima un modelo no lineal para obtener los coeficientes δ óptimos para cada región y finalmente se aplica de nueva cuenta el método FLQ con estos parámetros.

Se aplicó la técnica descrita a los países del bloque norteamericano para matrices insumo-producto a 56 sectores, y se encontró que tanto las métricas de los coeficientes intrarregionales como de los multiplicadores del producto mejoran para Canadá y México, en comparación con las que se obtienen si sólo se aplica el método FLQ de la primera etapa o el método RAS de la segunda.

El nuevo método FRASF es la mejor alternativa disponible para países como México, cuya información regional se limita a series estadísticas del PIB y de empleo sectorial. En este contexto, no es posible aplicar el método RAS directamente dado que no se disponen vectores de compras y ventas regionales, y sólo se pueden aplicar los métodos de cuotas, donde el FLQ es, generalmente, el mejor. El FRASF comparte con el Flegg+ la característica de combinar métodos de balanceo y de cuotas de localización para estimar parámetros óptimos sin necesidad de usar los coeficientes verdaderos en su estimación. Pero en lugar de emplear el CE, utiliza el RAS que usualmente es superior al CE y es sencillo de resolver.

Otra ventaja de la aplicación del método FRASF es la siguiente: en países emergentes como México, donde la única información disponible para la construcción de matrices insumo-producto regionales es la del PIB o del empleo sectorial, la mejor alternativa la utilización del método FLQ fijando *a priori* una δ , por lo general 0.25 o 0.3. El FRASF es, por tanto, una alternativa con estas restricciones de información, de hecho. La diferencia es que el método en cuestión usa esa estimación *a priori* para buscar los parámetros óptimos mediante una combinación con el RAS. Esta interacción de estimaciones permite encontrar

el parámetro óptimo del método de FLQ para cada región, y repetir su aplicación pero con una estimación más sólida de la δ que la *a priori*, la cual asume homogeneidad de δ entre regiones. Lo anterior brinda mejores resultados, al menos en la aplicación realizada.

Sin embargo, hay que tomar con cautela los resultados. El método todavía se encuentra en una etapa inicial, y es necesario probarlo con más países, por ejemplo, los europeos usando el WIOD o la matriz insumo-producto del Eurostat, y lo mismo aplicarlo a países asiáticos. También se requiere probarlo con conjuntos de datos regionales en aquellos países que cuentan con matrices intrarregionales construidas a partir de encuestas, como los de Corea del Sur o España.

Aun así, el método es promisorio. Además, pueden plantearse variantes al procedimiento. Por ejemplo, el método puede ser iterativo, es decir, no parar en la Fase 3 donde se estima el FLQ con las deltas óptimas de la Fase 2, sino volver a iniciar el ciclo, con estas nuevas estimaciones para construir los nuevos vectores de compras y ventas regionales y aplicar el RAS, estimar las δ óptimas. y aplicar el FLQ, y así sucesivamente hasta que los parámetros se estabilicen.

La segunda variante consiste en empezar con el modelo de FLQ con la δ *a priori* y aplicar el RAS, y ya en la tercera fase aplicar otro método de cuotas, por ejemplo, el 2D-LQ, método que ha resultado más preciso que el FLQ, pero con el costo de tener que estimar dos parámetros en lugar de una sola δ (Pereira et al. 2020, 2021).

3.8 Referencias

- Armenta, A. (2007). Modelo Insumo Producto para Tabasco. Universidad Juárez Autónoma de Tabasco, Villahermosa.
- Ayala, E. y J. Chapa (2013). Impacto Económico de las heladas y del financiamiento de la resiembra en Sinaloa. *Revista de Economía*, XXX (81), 11-55
- 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.
- Ayala, E., Chapa, J., Treviño L., Matteo, G y Pérez, F. (2015). *Efectos Regionales del Libre Comercio: El caso del Noreste de México*. Pearson, ISBN 978-607-32-3075-9.
- Ayala E., y Chapa, J. (2019). Demanda agregada y desigualdad regional por género en México. *Cuadernos de Economía*, 38(77), 399-424.
- Ayala E., y Valdés, M. (2022). Probando supuestos del modelo Flegg para regionalizar matrices insumo-producto. *Ensayos-Revista de Economía*, 41(2).
- Bacharach, M. (1970). *Biproportional Matrices and Input-Output Change*. Cambridge University Press, Cambridge U. K.
- Bonfiglio, A. (2009). On the parametrization of techniques for representing regional economic structures. *Economic Systems Research*, 21 (2), 115-127.
- 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.
- Callicó, J., González, E. y Sánchez, L. (1996). *Jalisco: Matriz Insumo-Producto 1996*. Centro de Estudios Estratégicos para el Desarrollo, Universidad de Guadalajara.
- Callicó J., González, E. y Sánchez, L. (2000). *Matriz Insumo-Producto Regional*. Centro de Estudios Estratégicos para el Desarrollo, Universidad de Guadalajara.
- Chapa, J., y Ayala, E. (2018). Valoración del trabajo y equidad de género en México. Pearson, ISBN 978-607-32-4403-9.
- Dávila, A. y Valdés, M. (2012). Jalisco: Modelos de producción Insumo-Producto 2003-2008. *Econoquantum*, 10 (2), 99-133.
- Flegg, A., Webber C. y Elliot, M. (1995). On the appropriate use of location quotients in generating Input-Output tables. *Regional Studies*, 29, 547-561.
- Flegg, A. y Webber, C. (1997). On the appropriate use of location quotients in generating Input-Output tables: Reply. *Regional Studies*, 31, 795-805.
- Flegg, A. y Webber, C. (2000). Regional size, regional specialization and the FLQ formula. *Regional Studies*, 34 (6), 563-569.

- Flegg, A. y Tohmo, T. (2011). Regional Input-Output tables and the FLQ formula: a case study of Finland. *Regional Studies*, 47, 703-721.
- Flegg, A. y Tohmo, T. (2016). Estimating regional input coefficients and multipliers: the use of the FLQ is not a gamble. *Regional Studies*, 50 (2), pp. 310-325.
- Flegg, A., Mastronardi, L. y Romero, C. (2015). Evaluating the FLQ and AFLQ Formulae for Estimating Regional Input Coefficients: Evidence from the Province of Córdoba, Argentina. *Economics Working Paper Series*, 1508, Bristol University of West England.
- Flegg, A., Lamónica, G., Chelli, F., Recchioni, M., y Tohmo, T. (2021). A new approach to modelling the input–output structure of regional economies using non-survey methods. *Journal of Economic Structures*, 10(1), 1-31.
- Fuentes, N. (1995). Construcción de una matriz regional Insumo-Producto. *Problemas del Desarrollo*, 36 (140), 89-112.
- Fuentes, N. y Bruges, A. (2001). Modelos de insumo-producto regionales y procedimientos de regionalización. *Comercio Exterior*, 51 (3), 181-188.
- Gilchrist, D. y St Louis, L. (1999). Completing Input-Output tables using partial information, with an application to Canada data. *Economic Systems Research*, 16 (2), 235-148.
- Huang, W., Kobayashi, S. y Tanji, H. (2008). Updating an Input-Output matrix with sign-preservations: some improved objective functions and their solutions. *Economic Systems Research*, 20 (1), 111-123.
- Jackson, R. y Murray, A. (2004). Alternative Input-Output matrix updating formulations. *Economic Systems Research*, 16 (2), 235-148.
- Junius, T. y Oosterhaven, J. (2003). The solution of updating or regionalizing a matrix with both positive and negative entries. *Economic Systems Research*, 15, 87-96.
- Kowalewski, J. (2015). Regionalization of national input–output tables: Empirical evidence on the use of the FLQ formula. *Regional Studies*, 49(2), 240-250.
- Lahr, M. y De Mesnard, L. (2004). Bi-proportional techniques in Input-Output analysis: Table updating and structural analysis. *Economic Systems Research*, 16, 115-134.
- 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.
- Miller, R., y Blair, P. (2009). *Input-output analysis: foundations and extensions*. Cambridge university press.
- Minguez, R., Oosterhaven, J. y Escobedo, F. (2009). Cell-Corrected RAS method (CRAS) for updating or regionalizing an Input-Output matrix. *Journal of Regional Science*, 49 (2), 329-348.

- Pereira-López, X., Carrascal-Incera, A. y Fernández-Fernández, M. (2020). A bidimensional reformulation of location quotients for generating input–output tables. *Spatial Economic Analysis*, 15(4), 476-493.
- Pereira-López, X., Sánchez-Chóez, N. y Fernández-Fernández, M. (2021). Performance of bidimensional location quotients for constructing input–output tables. *Journal of Economic Structures*, 10(1), 1-16.
- Stone, R. (1961). *Input-Output and National Accounts*. Paris, Organization for European Economic Cooperation.
- Tohmo, T. (2004). New developments in the use of location quotients to estimate regional input-output coefficients and multipliers. *Regional Studies*, 38 (1), 43-54.

Cuadro 1

Principales características de Canadá, México y Estados Unidos

	Canadá	México	Estados Unidos
Niveles*			
Población (millones personas)	37.4	127.6	329.1
Empleo (millones de personas)	19.3	55.0	158.3
Producto Interno Bruto (millones de US dólares 2017)	1,874,187.3	2,406,409.8	20,563,592.0
PIB per cápita (US dólares 2017)	50097.2	18862.6	62491.0
PIB por empleado (US dólares 2017)	97114.9	43758.0	129903.0
Participación** (%)			
Valor agregado	8.27	6.06	86.71
Producción	8.95	5.86	85.19
Ventas de insumos regionales	8.68	4.62	86.71

Nota: * 2019, **2016

Fuentes: * Penn World Tables 10.01 y ** World Input-Data Base

Cuadro 2

Medidas de desviación entre las estimaciones de los coeficientes técnicos intrarregionales para distintos valores de δ inicial

	Desviación absoluta media (MAD)			Media ponderada del error porcentual (WAPE)		
	Canadá	México	Estados Unidos	Canadá	México	Estados Unidos
$\delta=0.25$						
Flegg	0.5564	0.5725	0.5325	0.8584	0.9906	0.7123
Flegg-RAS	0.5105	0.4433	0.1514	0.7877	0.767	0.2025
Flegg-RAS-Flegg	0.5062	0.4423	0.1543	0.781	0.7652	0.2064
$\delta=0.10$						
Flegg	0.5949	0.6292	0.5351	0.9179	1.0886	0.7157
Flegg-RAS	0.5069	0.4440	0.1475	0.7821	0.7682	0.1973
Flegg-RAS-Flegg	0.5134	0.4458	0.1522	0.7922	0.7712	0.2036
$\delta=0.40$						
Flegg	0.5378	0.5418	0.5299	0.8298	0.9374	0.7087
Flegg-RAS	0.5292	0.4504	0.1569	0.8166	0.7793	0.2085
Flegg-RAS-Flegg	0.5091	0.4437	0.1567	0.7855	0.7677	0.2096

Fuentes: Elaborado por los autores con base a la información de World Input-Data Base (2016)

Cuadro 3

Medidas de desviación entre las estimaciones de los multiplicadores de producto intrarregionales para distintos valores de δ inicial

	Error absoluto medio (MAE)			Error absoluto porcentual medio (MAPE)		
	Canadá	México	Estados Unidos	Canadá	México	Estados Unidos
$\delta=0.25$						
Flegg	0.3513	0.2687	0.3112	0.1942	0.1702	0.1835
Flegg-RAS	0.4012	0.2200	0.1335	0.2386	0.1407	0.083
Flegg-RAS-Flegg	0.328	0.1912	0.1394	0.1984	0.1227	0.0862
$\delta=0.10$						
Flegg	0.3145	0.2874	0.3169	0.1769	0.1883	0.1871
Flegg-RAS	0.3225	0.1704	0.1255	0.1956	0.1097	0.0786
Flegg-RAS-Flegg	0.2894	0.1607	0.1352	0.1794	0.1038	0.0839
$\delta=0.40$						
Flegg	0.4139	0.2992	0.3058	0.229	0.1868	0.1802
Flegg-RAS	0.4687	0.2671	0.1424	0.2767	0.1705	0.0879
Flegg-RAS-Flegg	0.3927	0.2237	0.1439	0.2338	0.143	0.0888

Fuentes: Elaborado por los autores con base a la información de World Input-Data Base (2016)